



**University of
Zurich**^{UZH}

**Zurich Open Repository and
Archive**

University of Zurich
University Library
Strickhofstrasse 39
CH-8057 Zurich
www.zora.uzh.ch

Year: 2008

Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft : Eine empirische Analyse von Einflussfaktoren auf Quartier- und Individualebene

Müller, Barbara

Posted at the Zurich Open Repository and Archive, University of Zurich

ZORA URL: <https://doi.org/10.5167/uzh-71042>

Published Research Report

Published Version

Originally published at:

Müller, Barbara (2008). Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft : Eine empirische Analyse von Einflussfaktoren auf Quartier- und Individualebene. Zürich: Universität Zürich, Pädagogisches Institut.



Universität Zürich
Pädagogisches Institut

z-proso Zürcher Projekt zur sozialen Entwicklung von Kindern

University of Cambridge
Institute of Criminology



SOZIALE KOHÄSION IN DER NACHBARSCHAFT

EINE EMPIRISCHE ANALYSE VON EINFLUSSFAKTOREN AUF QUARTIER- UND INDIVIDUALEBENE

Barbara Müller

Herausgeber: Manuel Eisner und Denis Ribeaud

Forschungsbericht aus der Reihe *z-proso*
Zürcher Projekt zur sozialen Entwicklung von Kindern

Zürich, Dezember 2008, Bericht Nr. 09

Abstract

Die vorliegende Lizenziatsarbeit untersucht die Determinanten von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft. Unter sozialer Kohäsion wird dabei der Zusammenhalt und das Vertrauen unter Quartierbewohnern verstanden. Ausgehend von einem Mehrebenenansatz überprüfe ich die Hypothese, dass einerseits die Sozialstruktur eines Quartiers das Niveau von sozialer Kohäsion in einem Wohngebiet beeinflusst, andererseits aber auch persönliche Eigenschaften von Individuen ihre Wahrnehmung der sozialen Kohäsion in ihrer Nachbarschaft prägen. Anhand von Befragungsergebnissen bei einer Zufallsstichprobe von 1218 Eltern aus 26 Zürcher Quartieren teste ich verschiedene Hypothesen zu Einflussfaktoren auf Individual- und Quartierebene. Dabei zeigt sich, dass Zürcher Eltern ihr Quartier als kohäsiv wahrnehmen und nur kleine Unterschiede im Niveau der sozialen Kohäsion zwischen den Quartieren bestehen. Diese Unterschiede lassen sich zum überwiegenden Teil als Kompositionseffekte erklären. In einigen Quartieren konzentrieren sich Menschen, die aufgrund ihrer individuell benachteiligten Position die soziale Kohäsion als schwächer einschätzen. Darüber hinaus besteht in der Stadt Zürich ein Kontexteffekt: Auch unter Kontrolle der Bevölkerungszusammensetzung sind Quartiere, die kulturell sehr heterogen sind und deren Bewohner einen durchschnittlich tiefen sozioökonomischen Status aufweisen, weniger kohäsiv. Auf individueller Ebene lässt sich festhalten, dass Personen, die finanzielle Probleme haben, im Ausland geboren wurden und ihre Familie als vergleichsweise wenig harmonisch wahrnehmen, ihre Nachbarschaft als weniger kohäsiv erleben. Als wichtigster Prädiktor auf Individualebene erweist sich das Niveau an generalisiertem Vertrauen einer Person. Ich diskutiere verschiedene Erklärungsansätze für diese Ergebnisse und beleuchte den Einbezug von Dispositionsvariablen zur Erklärung von sozialer Kohäsion kritisch.

Inhaltsverzeichnis

Einleitung	3
1. Konzepte und Definitionen	7
1.1 Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft	7
1.2 <i>Neighbourhoods</i> , Quartiere und Nachbarschaften	9
2. Theorieansätze und Hypothesen	11
2.1 Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft als Mikro-Makro-Phänomen	11
2.2 Determinanten von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft auf Quartierebene	14
2.3 Determinanten von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft auf Individualebene	23
2.4 Modell der erwarteten Zusammenhänge	28
3. Daten und Methoden	30
3.1 Datenbasis	30
3.2 Wahl der Analyseebene	33
3.3 Operationalisierung der abhängigen Variable	34
3.4 Operationalisierung der unabhängigen Variablen auf Quartierebene	36
3.5 Operationalisierung der unabhängigen Variablen auf Individualebene	38
3.6 Auswertungsstrategie und statistische Methoden	40
4. Ergebnisse	47
4.1 Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft in Zürcher Quartieren	47
4.2 Unterschiede im Niveau der sozialen Kohäsion zwischen Quartieren	50
4.3 Quartiercharakteristika und soziale Kohäsion in der Nachbarschaft	52
4.4 Zusammenspiel von Individual- und Quartierfaktoren für die Erklärung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft	63
5. Zusammenfassung und Diskussion	77
6. Literaturverzeichnis	88
7. Verzeichnis der Tabellen und Grafiken	93
8. Anhang	94

Einleitung

Das Wohnquartier und die unmittelbare Nachbarschaft spielen eine wichtige Rolle im Alltagsleben von Menschen. Wohnquartiere sind jedoch mehr als der Schauplatz alltäglicher Kontakte und Bekanntschaften. Seit den Anfängen der soziologischen Forschung stellt man sich die Frage, ob individuelle Einstellungen und Handlungsweisen vom sozialen Umfeld beeinflusst werden. Mögliche Wirkungen von Wohngebieten auf ihre Bewohner stehen in den letzten Jahren verstärkt im Fokus der Forschung (vgl. Sampson et al. 2002: 444–447). Hintergrund dieses neu erwachten Interesses bildet eine Beobachtung in nordamerikanischen Grossstädten. Seit den 1980er Jahren ist in den USA eine verstärkte Konzentration von sozial benachteiligten Bevölkerungsgruppen in einzelnen Quartieren festzustellen (vgl. Wilson 1987). Auch in europäischen Städten schenkt man diesem Phänomen vermehrte Aufmerksamkeit (vgl. Häußermann et al. 2004). Das Interesse an Kontext- oder Quartiereffekten beruht auf der Grundannahme, dass Quartiere soziale und organisatorische Eigenschaften haben. Diese sind als eigenständige Einflussfaktoren konzipiert. Sie lassen sich also nicht komplett zurückführen auf die aggregierten demografischen Charakteristika der Menschen, die in einem Quartier wohnen (vgl. Sampson et al. 1997: 918). Soziale Prozesse in Quartieren wirken als vermittelnde Faktoren zwischen der soziodemografischen Zusammensetzung eines Wohngebietes und verschiedenen sozialen Phänomenen. Für Kinder und Jugendliche, die viel Zeit in der Nähe ihres Wohnortes verbringen, spielt das Quartier eine bedeutende Rolle (vgl. Forrest und Kearns 2001: 2132, 2136). Die Auswirkungen der Wohnumgebung auf die Entwicklung von Kindern und Jugendlichen erfahren deshalb in der Forschung besondere Beachtung (vgl. Sampson et al. 2002: 445).

Die Forschungsergebnisse zeigen, dass soziale Kohäsion eine wichtige Ressource von Quartieren ist (vgl. Sampson et al. 2002: 446–447, 457). Als soziale Kohäsion bezeichnet man den Zusammenhalt von Mitgliedern einer Gruppe (vgl. Kearns und Forrest 2000: 996). In Quartieren mit starker sozialer Kohäsion vertrauen sich die Nachbarn, sie fühlen sich miteinander verbunden und helfen einander. Da in diesen Quartieren einheitliche Ansichten über die gemeinsamen Interessen bestehen, können die Bewohner effektive soziale Kontrolle ausüben und ihre Probleme in Kooperation lösen. Stehen die Wertesysteme der Bewohner hingegen

miteinander in Konflikt, behindert das die soziale Kontrolle (vgl. Shaw und McKay 1969: 184–185). Von der besseren informellen sozialen Kontrolle in kohäsiven Wohngebieten profitieren insbesondere Kinder und Jugendliche. Sie können eher auf Unterstützung durch Erwachsene zählen und werden besser beaufsichtigt.

Bislang wurden hauptsächlich die Auswirkungen von mangelnder Kohäsion in der Nachbarschaft auf verschiedene soziale Probleme erforscht. Hingegen weiss man eher wenig darüber, unter welchen Umständen soziale Kohäsion zwischen Nachbarn entsteht (vgl. Sampson et al. 2002: 473). Erst wenige Forschungsprojekte untersuchen die Determinanten von sozialer Kohäsion auf Individual- und Quartierebene. Sie zeigen, dass Einflussfaktoren auf beiden Ebenen eine Rolle spielen. Es ist mir keine Studie über eine Schweizer Stadt bekannt, die sich mit sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft befasst. Für die Stadt Zürich untersuchten Falk und Zehnder mit einem spieltheoretischen Experiment das Vertrauen zwischen den Bewohnern verschiedener Stadtkreise. Ihre Resultate zeigen, dass das Vertrauen in Menschen, die in Stadtkreisen mit durchschnittlich tiefem sozioökonomischen Status und hoher ethnischer Heterogenität leben, geringer ist. Gleichzeitig tendieren Versuchspersonen dazu, mehr Vertrauen in Bewohner ihres eigenen Stadtkreises zu haben, auch wenn sie diese nicht kennen (vgl. Falk und Zehnder 2006). Die Autoren untersuchten jedoch nicht, wie stark die Studienteilnehmer den Bewohnern ihres eigenen Wohngebietes vertrauen, und ob sich das Ausmass dieses Binnenvertrauens zwischen den Quartieren unterscheidet.

Ein Ziel meiner Arbeit ist es deshalb, einen Überblick über das Niveau der sozialen Kohäsion in den verschiedenen Zürcher Quartieren zu gewinnen. Im Mittelpunkt steht die Frage nach den Determinanten von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft. Ich untersuche sie auf zwei Ebenen. Die erste Frage stellt sich auf Quartierebene: Welche Merkmale des Quartiers und der Quartierbevölkerung beeinflussen die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft? Die zweite Frage bezieht sich auf die Ebene der Individuen: Welche persönlichen Eigenschaften von Quartierbewohnern prägen die Art und Weise, wie sie die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft wahrnehmen? Auf Quartierebene interessiert mich insbesondere, wie die Zusammensetzung der Bevölkerung nach durchschnittlichem sozioökonomischem Status, Herkunft und Haushaltform die Kohäsion in einem Quartier beeinflusst. Zudem betrachte ich, wie sich die Belastung von Quartieren mit abweichendem Verhalten

im öffentlichen Raum (*social and physical disorder*) auswirkt. Innerhalb eines ähnlichen Quartierumfeldes nehmen Individuen die soziale Kohäsion unterschiedlich wahr. Deshalb untersuche ich auf Individualebene den Einfluss von Faktoren, wie dem individuellen sozioökonomischen Status, der Herkunft oder der Wohndauer einer Person in einem Quartier, auf ihre Wahrnehmung der sozialen Kohäsion. Zusätzlich berücksichtige ich Einstellungsvariablen, wie generalisiertes Vertrauen, die in bisherigen Studien kaum untersucht wurden.

Die ausgewerteten Daten zur sozialen Kohäsion in den Zürcher Quartieren stammen aus dem *Zürcher Projekt zur sozialen Entwicklung von Kindern (z-proso)*. Im Rahmen dieser Studie wurde eine Stichprobe von etwa 1200 Eltern sechsjähriger Kinder zur Wahrnehmung ihrer Nachbarschaft befragt. Diese Befragungsdaten ergänze ich mit Volkszählungsdaten zur Sozialstruktur der Zürcher Quartiere und mit Daten aus der Zürcher Bevölkerungsbefragung zur Lebensqualität in den Quartieren.

Die vorliegende Arbeit ist in fünf Kapitel gegliedert. Im ersten Kapitel stelle ich verschiedene Konzepte und Definitionen von sozialer Kohäsion und Nachbarschaft vor. Das zweite Kapitel ist dem theoretischen Hintergrund gewidmet. Darin erläutere ich zunächst, wie sich soziale Kohäsion als Mikro-Makro-Phänomen konzipieren lässt. Um zu verstehen, weshalb sich Quartiere in ihrer Bevölkerungszusammensetzung unterscheiden, befasse ich mich einleitend mit den Mechanismen, die zu einer sozialräumlichen Strukturierung von Städten führen. Theoretische Ansätze und Forschungsergebnisse zu den Determinanten von sozialer Kohäsion auf Quartier- und Individualebene bilden den Gegenstand der folgenden Abschnitte. Mit einem Überblick zu den Hypothesen schliesst das zweite Kapitel. Im dritten Kapitel stelle ich die verwendeten Daten und Methoden vor. Ich gebe einen Einblick in die Datensätze und begründe die Wahl der räumlichen Einheit für die Auswertungen. Zudem erläutere ich die Operationalisierung der Variablen, die einzelnen Auswertungsschritte und die verwendeten statistischen Methoden. Im vierten Kapitel wende ich mich den Ergebnissen der Datenauswertung zu. Ich beginne mit dem Niveau von sozialer Kohäsion in den verschiedenen Zürcher Quartieren und den Unterschieden zwischen den Quartieren. In einem nächsten Schritt untersuche ich Determinanten des durchschnittlichen Niveaus von sozialer Kohäsion auf Quartierebene. In einem letzten Auswertungsschritt befasse ich mich mit dem Zusammenspiel von quartierbezogenen und individuellen Determinanten

von sozialer Kohäsion. Anhand eines Mehrebenenmodelles untersuche ich einerseits, welche Quartiereigenschaften einen Einfluss auf das Kohäsionsniveau ausüben und andererseits, welche Eigenschaften von Quartierbewohnern ihre individuelle Wahrnehmung von sozialer Kohäsion prägen. Im fünften Kapitel fasse ich die wichtigsten Resultate zusammen, diskutiere verschiedene Erklärungsansätze und verweise auf offene Fragen.

1. Konzepte und Definitionen

1.1 Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft

Der Zusammenhalt von Mitgliedern einer Gesellschaft oder sozialen Gruppe wird als soziale Kohäsion bezeichnet (vgl. Kearns und Forrest 2000: 996). Soziale Kohäsion umfasst drei Aspekte: Erstens vertrauen die Mitglieder einer Gesellschaft den andern Gesellschaftsmitgliedern. Die Menschen helfen einander und sie kooperieren miteinander. Sie teilen zweitens eine gemeinsame Identität oder ein Gefühl der Zugehörigkeit zu ihrer Gesellschaft. Diese subjektiven Gefühle manifestieren sich drittens in objektivem Verhalten (vgl. Chan et al. 2006: 289). In der vorliegenden Studie konzentriere ich mich darauf, wie Individuen die soziale Kohäsion unter den Menschen in ihrem Umfeld wahrnehmen. Es geht also um die subjektive Komponente von sozialer Kohäsion, die Normen, ein subjektives Gefühl des Vertrauens und der Zugehörigkeit und die Bereitschaft anderen zu helfen umfasst (vgl. Chan et al. 2006: 291). Auf Quartierebene definieren Sampson et al. soziale Kohäsion als gegenseitiges Vertrauen und Solidarität unter Nachbarn (vgl. Sampson et al. 1997: 919). In kohäsiven Quartieren kennen sich die Nachbarn gegenseitig, sie vertrauen einander und teilen gemeinsame Werte (vgl. Raudenbush und Sampson 1999: 9–10). Oberwittler, der soziale Kohäsion etwas enger fasst, spricht von Nähe und Solidarität unter Nachbarn, die sich gut kennen (vgl. Oberwittler 2001: 4). Gegenseitiges Vertrauen, Kooperation und ein Gefühl von Zugehörigkeit bilden also die wesentlichen Elemente von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft.

Forrest und Kearns betrachten Vertrauen und Zugehörigkeit, neben unterstützenden Netzwerken, Partizipation, Vereinigungen etc. als Teil des Sozialkapitals einer Nachbarschaft (vgl. Forrest und Kearns 2001: 2140). Als Sozialkapital bezeichnet man die Fähigkeit von Akteuren, aus der Mitgliedschaft in sozialen Netzwerken oder anderen Strukturen einen Nutzen zu ziehen (vgl. Portes 1998: 6). Soziale Kohäsion entspricht der latenten Dimension von Sozialkapital. Manifestes Sozialkapital in einer Nachbarschaft äussert sich in sozialen Interaktionen und Netzwerken unter Nachbarn. Latentes Sozialkapital umfasst Erwartungen an Wechselseitigkeit und Vertrauen in die Nachbarn. Interaktionen und Netzwerke bilden dabei die Basis für Reziprozität und Vertrauen. Diese können wiederum zur Lösung von Problemen aktiviert werden (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 454). Soziale Bindungen werden als neutral angesehen und bilden ein Ressourcen-

potenzial. Erst wenn es aktiviert wird, um ein gewünschtes gemeinsames Ziel zu erreichen, entstehen positive Effekte für ein Wohngebiet (vgl. Sampson et al. 1999: 635). Auch in empirischen Studien sollte man deshalb unterscheiden zwischen sozialen Bindungen einerseits und den Potenzialen um kollektive Ziele zu erreichen andererseits (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 457).

Da relativ wenig Forschungsliteratur zu den Determinanten von sozialer Kohäsion verfügbar ist, berücksichtige ich auch Studien zum erweiterten Konzept der kollektiven Wirksamkeit (*collective efficacy*). Sampson et al. definieren kollektive Wirksamkeit als soziale Kohäsion unter Nachbarn, kombiniert mit dem Willen, sich für das gemeinsame Wohl einzusetzen. Soziale Kohäsion und Vertrauen in die Nachbarn hängen eng mit informeller sozialer Kontrolle zusammen. In kohäsiven Quartieren setzen sich Menschen eher für ihre Nachbarschaft ein, sie beaufsichtigen die Kinder gemeinsam und halten die Ordnung im Quartier durch informelle soziale Kontrolle aufrecht (vgl. Sampson et al. 1997: 919–920; Sampson et al. 2002: 457). Da sich die beiden Ansätze inhaltlich überschneiden, gehe ich davon aus, dass soziale Kohäsion und kollektive Wirksamkeit von den gleichen Faktoren beeinflusst werden.

Während kollektive Wirksamkeit eine Erweiterung des Konzeptes der sozialen Kohäsion darstellt, bezieht sich gegenseitiges Vertrauen (*trust*) zwischen Nachbarn auf einen Teilaspekt davon. Ich berücksichtige ihn an dieser Stelle, weil es in der (Sozial)psychologie eine Reihe von Ansätzen gibt, die das Vertrauen in Personen und Gruppen untersuchen. Sie können helfen, die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion besser zu verstehen. Vertrauen wird in den letzten Jahren in verschiedenen Sozialwissenschaften thematisiert (vgl. Schwer 1997: 9). Entsprechend existiert eine Vielzahl von unterschiedlichen Definitionen und Theorieansätzen, die sich diesem Thema widmen. Eine generelle soziologische Definition von Vertrauen bietet Piotr Sztompka: „Trust is a bet about the future contingent actions of the others“ (Sztompka 1999: 25). Vertrauen bezieht sich auf die zukünftige Handlungen von anderen, es wird in Situationen relevant, in denen ein Risiko besteht, und die eigene Zukunft vom Handeln anderer abhängt (vgl. Schlenker et al. 1973: 419). Der Vertrauende hat dabei die Erwartung, dass sich die Adressaten des Vertrauens wohlwollend verhalten werden (vgl. Koller 1997). Vertrauen ist demnach eine Strategie, mit einer unsicheren und unkontrollierbaren Zukunft umzugehen (vgl. Sztompka 1999: 25). Luhmann betont deshalb in seiner funktio-

nen Definition des Vertrauensbegriffes, dass Vertrauen soziale Komplexität reduziert und so die Möglichkeiten des Handelns erweitert (vgl. Luhmann 2000: 8–9). Grundsätzlich kann man Vertrauen als Persönlichkeitseigenschaft oder als Eigenschaft einer sozialen Beziehung betrachten. Vertrauen als Persönlichkeitseigenschaft (auch: generalisiertes Vertrauen) bezeichnet Erwartungen über die Vertrauenswürdigkeit von Menschen im Allgemeinen (vgl. Stack 1978: 563–564). Wie vertrauensbereit eine Person ist, hängt von ihren vergangenen Erfahrungen ab (vgl. Koller 1997: 15–16). Generalisiertes Vertrauen bildet aber nur eine Basis für die Wahrnehmung von sozialen Situationen. In jeder Situation werden alle Personen (oder Gruppen von Personen) neu eingeschätzt. Dieses situative Vertrauen wird von der Vertrauenswürdigkeit des Gegenübers und verschiedenen Charakteristika der Situation beeinflusst (vgl. Sztompka 1999: 70–71, 93–97).

1.2 *Neighbourhoods*, Quartiere und Nachbarschaften

Die Forschung zu sozialen Prozessen in Wohngebieten stammt meist aus dem englischen Sprachraum und bezieht sich auf die räumliche Einheit eines *neighbourhood*. Ein *neighbourhood* ist ein Teil einer grösseren Gemeinde (*community*). Es umfasst Individuen und Institutionen in einem räumlich definierten Gebiet, die von ökologischen, kulturellen und teilweise politischen Kräften beeinflusst werden (vgl. Sampson 2003: 973). Forrest und Kearns betonen, dass es wichtig sei, ein *neighbourhood* nicht nur als räumlich begrenztes Territorium, sondern auch als eine Serie von sich überlappenden sozialen Netzwerken zu sehen (vgl. Forrest und Kearns 2001: 2141–2142). Sie kombinieren in ihrer Definition also eine räumliche mit einer sozialen Komponente. Dabei schlagen sie vor, die Unterschiede zwischen Quartieren als Unterschiede in Form und Inhalt dieser sozialen Netzwerke zu betrachten. Andere Forscher unterstreichen dagegen, dass man analytisch trennen müsse zwischen einer räumlichen Kategorie und ihren sozialen Folgen. Den Zusammenhang zwischen räumlicher Nähe und sozialen Phänomenen zu untersuchen, sei schliesslich erst der Gegenstand wissenschaftlicher Analyse (vgl. Thum 1981: 70). Folgt man dieser Ansicht, sollte die Definition von *neighbourhood* ohne soziale Komponente erfolgen. Dies deckt sich auch mit der Operationalisierung von *neighbourhoods* in den meisten Studien, die sich in der Regel auf administrative Einheiten stützt (vgl. Sampson et al. 2002: 445).

Ein *neighbourhood* entspricht auf Deutsch etwa einem Stadtteil oder Quartier (vgl. Nonnenmacher 2007: 493–495). Einige Autoren geben den Begriff auch als Wohngebiet wieder (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 450). Teilweise wird *neighbourhood* in der deutschsprachigen Literatur mit Nachbarschaft übersetzt. Diese beiden Begriffe decken sich aber nur partiell. In der deutschen Alltagssprache bezeichnet Nachbarschaft tendenziell ein räumliches Gebiet, das kleiner ist als ein Wohnquartier (vgl. Hengartner 1999: 283). Die räumliche Ausdehnung des Gebietes, das Befragte subjektiv als Nachbarschaft wahrnehmen, unterscheidet sich zudem stark zwischen verschiedenen Befragten (vgl. Klages 1968: 11). Ich differenziere im vorliegenden Text zwischen Quartieren und Nachbarschaften. In der Zusammenfassung von englischsprachiger Literatur übersetze ich *neighbourhood* mit Stadtteil oder (Wohn)quartier. Den Begriff Quartier verwende ich auch für die offizielle Einteilung der Stadt Zürich in historische Quartiere. Den Begriff Nachbarschaft benutze ich, wenn ich mich direkt auf die Fragestellung beziehe. In den Interviews wurden die Eltern nach verschiedenen Charakteristika ihrer Nachbarschaft gefragt. Die Grösse und die Grenzen der Nachbarschaft, auf die sich die Fragen bezogen, waren nicht vorgegeben. Die Befragten legten sie implizit fest. Ich gehe davon aus, dass die Nachbarschaft eine räumlich kleinere Einheit bildet als ein Quartier. Ein Quartier kann man sich deshalb als Reihe von sich überlappenden Nachbarschaften vorstellen. Eine subjektiv empfundene Nachbarschaft kann sich jedoch auch über offizielle Quartiersgrenzen hinweg erstrecken.

2. Theorieansätze und Hypothesen

2.1 Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft als Mikro-Makro-Phänomen

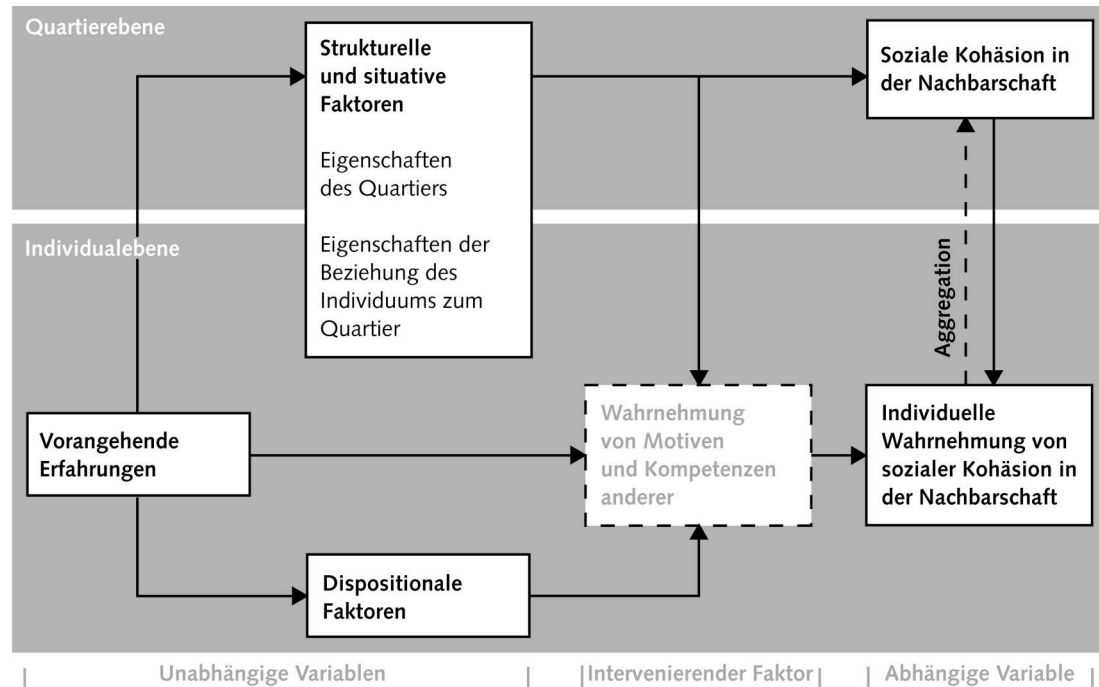
Eine Grundannahme der Forschung zu Quartier- und Kontexteffekten besagt, dass Quartiere soziale und organisatorische Eigenschaften haben, die sich nicht vollständig zurückführen lassen auf die aggregierten Charakteristika ihrer Bewohner (vgl. Sampson et al. 1997: 918). Entsprechend fasse ich soziale Kohäsion in einem Wohnquartier als kollektive Eigenschaft auf. Kohäsion entsteht jedoch durch das Handeln von Individuen und kann auch einen Nutzen für Individuen haben. Wir haben es also mit einem Phänomen zu tun, das einen individuellen und einen kollektiven Charakter besitzt. Deshalb muss soziale Kohäsion im Rahmen von Mikro-Makro-Modellen konzipiert werden (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 454–458). In einem Modell mit zwei Ebenen bezieht sich die Mikroebene dabei auf die Individuen, die Makroebene auf das Quartier.

Als latente Eigenschaft eines Quartiers ist soziale Kohäsion nur über die Wahrnehmung seiner Bewohner zugänglich (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 458). Um sie zu erfassen, sind zwei Perspektiven nötig. In der *Quartier- oder Makroperspektive* betrachtet man die Befragten als Informanten über ihr Wohngebiet (vgl. Skogan 1990: 53). Man aggregiert ihre Wahrnehmungen von sozialer Kohäsion zu Quartiermittelwerten. Von diesen Mittelwerten nimmt man an, dass sie „bis zu einem gewissen Grad eine reliable Beobachtung überindividueller Eigenschaften des Wohngebietes sind und (zuma! in ihren Konsequenzen) soziale Tatsachen darstellen“ (Friedrichs und Oberwittler 2007: 455). Ein bestimmtes Niveau von sozialer Kohäsion wird so als Eigenschaft eines Wohngebietes betrachtet. In der *Individual- oder Mikroperspektive* sieht man die Quartierbewohner als Kritiker, die persönliche Urteile über ihr Quartier abgeben (vgl. Skogan 1990: 53). Ihre Wahrnehmung von sozialer Kohäsion wird dabei nicht nur vom „tatsächlichen“ Niveau der sozialen Kohäsion im Quartier geprägt, sondern auch von ihrem persönlichen Hintergrund. Verschiedene Bewohner nehmen die gleiche Nachbarschaft unterschiedlich wahr. Die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion wird deshalb sowohl von individuellen Charakteristika der Befragten als auch von Eigenschaften des Quartiers beeinflusst. Statistisch gesprochen kann man die Varianz im Niveau der sozialen Kohäsion in einer Stadt in zwei Komponenten zerlegen: erstens in die Varianz von Quartiermittelwerten um einen Mittelwert für die ganze Stadt und zweitens in die Varianz der individuellen Einschätzungen um

jeden Quartiermittelwert. Sie beruht auf der unterschiedlichen Wahrnehmung der einzelnen Quartierbewohner.

Die Mikro- und die Makroebene müssen theoretisch und empirisch berücksichtigt werden (vgl. Misztal 1996: 14). Diese Zugangsweise lässt sich mit einem Modell präzisieren, wie es Kee und Knox zur Untersuchung von Vertrauen und Misstrauen vorschlagen (vgl. Kee und Knox 1970: 360–361). Die Autoren argumentieren, dass subjektives Vertrauen von drei unterschiedlichen Faktoren beeinflusst wird: erstens durch die vorangehenden Erfahrungen des Individuums (z.B. durch seine Stellung in der Gesellschaft), zweitens durch dispositionelle Faktoren (z.B. durch Persönlichkeitsfaktoren oder Einstellungen) und drittens durch strukturelle und situative Faktoren (z.B. durch die Charakteristika des Gegenübers). Grafik 1 zeigt eine Adaption dieses Modelles auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft.

Grafik 1: Modell der Wahrnehmung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft auf Quartier- und Individualebene



Grafik adaptiert auf der Grundlage von Kee und Knox 1970: 361.

Soziale Kohäsion bezieht sich in diesem Modell auf eine Gruppe von Menschen, die in einer gemeinsamen Wohngegend lebt. Es wird also ein Phänomen auf der Makroebene untersucht. Deshalb umfassen die strukturellen und situativen Fakto-

ren zwei Ebenen. Auf Quartier- oder Makroebene beeinflussen Eigenschaften des Quartiers (z.B. die sozialstrukturelle Zusammensetzung seiner Bewohner) das Niveau an sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft. Auf Individual- oder Mikroebene hat die Art der Beziehung des Individuums zum Quartier (z.B. die Zeit, die ein Bewohner im Quartier verbringt) einen Einfluss auf seine Wahrnehmung von sozialer Kohäsion.

Ein Faktor, der die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion beeinflusst, sind die Charakteristika des Gegenübers. Die psychologische Forschung, aus der das verwendete Modell stammt, betrachtet als Gegenüber in der Regel eine konkrete Person. Ist das Gegenüber ein Kollektiv von Quartierbewohnern, ist zu beachten, dass es sich dabei um eine wenig einheitliche, sehr durchlässige Gruppe von Menschen mit schwachen sozialen Beziehungen handelt (vgl. Lickel et al. 2000: 228–230). Typischerweise ist ein Anwohner mit einigen Nachbarn persönlich bekannt, andere kennt er vom Sehen oder über Berichte von ihm vertrauten Nachbarn. Die meisten Quartierbewohner sind ihm jedoch unbekannt. Deshalb fragt sich, wie die Eigenschaften der Quartierbewohner die Wahrnehmung von Kohäsion in der Nachbarschaft beeinflussen: Findet eine Übertragung von guten oder schlechten Erfahrungen mit einzelnen bekannten Nachbarn auf alle Quartierbewohner statt? Oder werden die Anwohner als zufälliges Aggregat von Menschen wahrgenommen und eher über Stereotypen oder Vorurteile eingeschätzt? Die Mechanismen, welche die Wahrnehmung von Gruppen mit schwachen sozialen Beziehungen bestimmen, sind noch weitgehend unklar. Man erwartet bei den Bewohnern eines Quartiers kaum ähnliche Einstellungen oder Verhaltensweisen, weil sie als wenig einheitliche Gruppe wahrgenommen werden (vgl. Hamilton und Sherman 1996: 344–350). Diese Überlegungen sprechen dafür, dass die Einschätzung der Kohäsion in der Nachbarschaft eher auf Stereotypen beruht als auf konkreten Erfahrungen mit einzelnen Nachbarn.

2.2 Determinanten von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft auf Quartierebene

In der Folge werde ich die Determinanten von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft einzeln zu untersuchen. Entsprechend dem theoretischen Modell (vgl. Seite 12), betrachte ich dabei zuerst strukturelle und situative Faktoren auf Quartierebene. Im Anschluss widme ich mich den verschiedenen Determinanten auf Individualebene. Die Zusammensetzung der Wohnbevölkerung ist ein wichtiger Faktor, der auf Quartierebene beeinflusst, wie eng die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft ist. So scheint die Kohäsion in Quartieren tiefer zu sein, wenn dort sehr ungleiche Bewohner zusammenleben. Bevor ich deshalb auf die Determinanten von sozialer Kohäsion auf Quartierebene zu sprechen komme, betrachte ich die Frage, wie die Verteilung von einzelnen Bevölkerungsgruppen in verschiedene Quartiere entsteht, und welche Folgen sie hat.

Die ungleiche Verteilung der Wohnstandorte verschiedener sozialer Gruppen im städtischen Raum wird als Segregation bezeichnet (vgl. Häußermann und Siebel 2002: 31). Verschiedene Mechanismen auf dem Wohnungsmarkt führen dazu, dass sich die Segregation nach Herkunft und nach sozioökonomischem Status überlagern. Um sie zu verstehen, ist es wichtig die Angebots- und die Nachfrageseite auf dem Wohnungsmarkt zu berücksichtigen. So spielen Präferenzen und Entscheidungen der Wohnungssuchenden eine wichtige Rolle. Wohnungssuchende werden in ihrer Wahl aber durch die verfügbaren Wohnungen und verschiedene Zwänge und Zugangsbarrieren eingeschränkt. Die Wohnortswahl der wohlhabenderen Bevölkerungsschichten beschränkt zudem den Entscheidungsspielraum der einkommensschwächeren Schichten (vgl. Farwick 2001: 54). Odermatt konzipiert in seinem handlungstheoretischen Ansatz die sozialräumliche Wohnstandortsverteilung als unbeabsichtigte Folge absichtsvoller Handlungen (vgl. Odermatt 1997: 35–41). Die Akteure auf der Angebotsseite (Bodenbesitzer, Planer, Bauherren, Immobilienmakler etc.) haben die grössten Handlungspotenziale (vgl. Odermatt 1997: 133–151). Sie legen das Angebot fest, innerhalb dessen die Wohnungssuchenden ihre Präferenzen verwirklichen können. Als *gatekeeper* entscheiden sie auch darüber, wer welche Wohnung erhält (vgl. Häußermann und Siebel 2002: 35). Auf der Nachfrageseite hängen die Möglichkeiten der Wohnungssuchenden von ihren Ressourcen ab. Um eine Wohnung zu finden, ist neben ökonomischem auch kulturelles Kapital, beispielsweise in Form von Sprachkenntnissen, wichtig. Soziale Netzwerke wiederum dienen als wichtige Informations-

kanäle über freie Wohnungen (vgl. Farwick 2001: 58). Diese Mechanismen benachteiligen Bevölkerungsgruppen, die über wenig Ressourcen verfügen. Überdies haben Personen, die den Massstäben der *gatekeeper* nicht entsprechen, erhebliche Zugangsprobleme zu Wohnungen. Dies gilt speziell für Ausländer (vgl. Gestring et al. 2006: 70–83), Sozialhilfeempfänger, Alleinerziehende, jüngere Personen und kinderreiche Familien (vgl. Farwick 2001: 62). Einkommensarme Bevölkerungsschichten, auf die eines oder mehrere dieser Merkmale zutreffen, müssen sich häufig mit einem unattraktiven Wohnstandort begnügen, der zudem oft übersteuert ist. Wenn die Nachfrage das Angebot von Wohnungen übersteigt, gilt dies in verschärfter Masse (vgl. Farwick 2001: 62). Insbesondere Migranten werden durch diese Mechanismen in jene Wohnungsbestände gelenkt, die ihnen die Haushalte mit grösseren Wahlmöglichkeiten auf dem Wohnungsmarkt übrig lassen. Hinzu kommen teilweise Wohnpräferenzen von Migranten, die zu ihrer Segregation beitragen (vgl. Häußermann und Siebel 2002: 36). Verglichen mit den Vorlieben der einheimischen Bevölkerung, sind sie jedoch von untergeordneter Bedeutung (vgl. Van der Laan Bouma-Doff 2007: 299–301). In Quartieren mit einem überdurchschnittlich hohen Anteil von Armen und Arbeitslosen konzentrieren sich in der Folge auch Migranten (vgl. Häußermann und Siebel 2002: 50). Es entstehen benachteiligte Quartiere, die durch unfreiwillige Nachbarschaft von wirtschaftlich benachteiligten Einheimischen und Migranten gekennzeichnet sind. Diese beiden Gruppen treffen in Konkurrenz um Wohnungen und Arbeitsplätze aufeinander. Ökonomisch und sozial benachteiligte Einheimische dürften sich durch die Anwesenheit von Migranten im Quartier zusätzlich bedroht fühlen und in eine Art Statuspanik geraten. Migranten kann die Nähe zu Landsleuten in einer ersten Phase helfen, sich in der neuen Umgebung zurechtzufinden. Langfristig können solche Quartiere aber ausgrenzend und isolierend wirken. Segregation hat ambivalente Auswirkungen: Ist sie freiwillig und gewählt, dient sie der Vermeidung von Konflikten, fördert nachbarschaftliche Kontakte und ermöglicht das Zusammenleben mit Seinesgleichen (vgl. Häußermann und Siebel 2002: 44–64). Sie hat also kohäsionsfördernde Wirkungen. Ist Segregation dagegen erzwungen, führt sie zu unfreiwilligen Nachbarschaften in benachteiligten Quartieren. Diese Konstellation hat negative Auswirkungen auf die sozialen Beziehungen und die soziale Kohäsion in den betroffenen Wohngebieten.

Vor diesem Hintergrund befasst sich eine Forschungsrichtung damit, wie sich die Bevölkerungszusammensetzung in Quartieren auf die soziale Kohäsion auswirkt. Untersucht werden primär die Folgen der Konzentration benachteiligter Bewohner und ethnischer und/oder kultureller Heterogenität. Zudem betrachtet man, welchen Einfluss die Zusammensetzung der Quartierbewohner nach Haushaltsstruktur und die Stabilität der Bewohnerschaft von Stadtteilen ausübt (vgl. Sampson et al. 2002: 446). Tabelle 1 (vgl. Seite 18–19) bietet einen Überblick zu den im Text erwähnten Studien.

Konzentration benachteiligter Bewohner

Soziale Kohäsion in einer Nachbarschaft wird negativ beeinflusst, wenn in einem Wohngebiet Menschen zusammenleben, die wirtschaftlich benachteiligt oder ausgeschlossen sind. Aus der sozialpsychologischen Forschung ist bekannt, dass Menschen, die ökonomisch ausgeschlossen sind oder aufgrund ihrer Herkunft diskriminiert werden, sich als machtlos wahrnehmen. Einige Forscher postulieren, dass es einen analogen Effekt dazu auf Quartierebene gibt. Die Entfremdung und die Abhängigkeit dieser Menschen wirkt als zentrifugale Kraft, die soziale Kohäsion und kollektive Wirksamkeit verringert. So führt die Konzentration von Bewohnern mit kleinen Einkommen, Minoritäten und alleinerziehenden Müttern zu einer Isolation von sozialen Netzwerken, die als Ressourcen dienen könnten (vgl. Sampson et al. 1997: 919). Bei dieser Argumentation ist zu beachten, dass sie keinen aggregierten Effekt beschreibt, der durch einen hohen Anteil von Bewohnern mit tiefem sozioökonomischem Status verursacht wird. Es handelt sich um einen echten Kontexteffekt, der durch die *Konzentration* von Menschen mit einem tiefen sozioökonomischen Status zu erklären ist. Einen anderen Mechanismus spricht Wacquant an. Er beschreibt, dass die Stigmatisierung von Wohngebieten als „schlechte Quartiere“ zu Praktiken der sozialen Differenzierung und Distanzierung unter den Bewohnern führt. Diese Abgrenzungsstrategien untergraben das Vertrauen und die Solidarität der Bewohner untereinander (vgl. Wacquant 2004: 164–166). Sampson et al. untersuchten in Chicago die Determinanten von kollektiver Wirksamkeit. Unter Kontrolle der individuellen Eigenschaften der Befragten hat die Konzentration benachteiligter Bewohner in einem Stadtteil einen negativen Einfluss auf die kollektive Wirksamkeit (vgl. Sampson et al. 1997: 918–921). Auch in einer Untersuchung in den Städten Köln, Freiburg im Breisgau und Umgebung hat die Konzentration benachteiligter Bewohner einen negativen Einfluss auf die soziale Kohäsion im Quartier (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 475). In einer

Studie mit Daten des *British Crime Survey* verstärken auf der anderen Seite höhere Medianeinkommen die soziale Kohäsion in einem Gebiet (vgl. Markowitz et al. 2001: 304). In Philadelphia vertrauen Bewohner von Quartieren mit einem durchschnittlich hohen sozioökonomischen Status den Menschen in ihrem Quartier eher. Dieser Effekt bleibt auch unter Kontrolle der Kriminalitätsrate bestehen (vgl. Garcia et al. 2007: 689, 696–697). Zum Einfluss des sozioökonomischen Status und der Konzentration benachteiligter Bewohner in einem Quartier auf die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft stelle ich deshalb die Hypothese auf: *Je höher der Anteil wirtschaftlich benachteiligter Bewohner in einem Quartier ist, desto schwächer ist die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft.*

Ethnische und kulturelle Heterogenität

Ethnische, kulturelle oder sprachliche Heterogenität der Quartierbewohner kann den Aufbau von sozialer Kohäsion behindern, da sie den Anwohnern die Entwicklung gemeinsamer Werte erschwert (vgl. Sampson et al. 1997: 920). Die Rolle gemeinsamer Werte für die Herausbildung von sozialer Kohäsion ist umstritten. Einige Autoren sehen sie als Voraussetzung für soziale Kohäsion an (vgl. Sampson 1991: 4; Dekker und Bolt 2005: 2451), andere sind der Ansicht, dass sozial kohäsive Nachbarschaften nicht unbedingt ein homogenes Set an Normen brauchen (vgl. Kearns und Forrest 2000: 998). Auch wenn verschiedene Gruppen von Quartierbewohnern allgemeine Werte (wie zum Beispiel die Reduktion von Kriminalität im Quartier) teilen, behindert sprachliche Heterogenität ihre Kommunikation (vgl. Sampson und Groves 1989: 718). Sie macht es den Bewohnern schwieriger, untereinander Beziehungen aufzubauen. Soziale Kohäsion in ethnisch oder kulturell gemischten Quartieren beruht auf der Zusammenarbeit verschiedenartiger Gruppen und braucht Respekt für Differenzen. Zwischen den Gruppen dürfen keine Feindseligkeiten und Vorurteile bestehen (vgl. Dekker und Bolt 2005: 2452). Die Forschungsergebnisse zu diesem Thema sind nicht ganz eindeutig. In einer britischen Studie hat ethnische Heterogenität einen moderat positiven Effekt auf die Kohäsion der Quartierbewohner (vgl. Sampson 1991: 54–56). In Philadelphia hat Heterogenität (Anteil weisse x Anteil nicht-weisse Bewohner) keinen Effekt auf das Vertrauen in die Nachbarn (vgl. Garcia et al. 2007: 696–697). Markowitz et al. zeigen hingegen, dass ethnisch heterogenere Quartiere weniger kohäsiv sind (vgl. Markowitz et al. 2001: 304). Auch in der Chicagoer Studie hat die Konzentration von Immigranten in einem Quartier einen negativen Einfluss auf die soziale Kohäsion (vgl. Sampson et al. 1997: 918). Bedenkt man, dass heterogene

Tabelle 1: Übersicht über die besprochenen Studien zu den Determinanten von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft

Autoren	Stichprobe		Abhängige Variable	Hauptergebnisse
	Untersuchte Stadt/Region	Untersuchungsdesign		
Dekker und Bolt 2005	2 Quartiere in Utrecht und Den Haag (NL) mit hohem Anteil an ethnischen Minderheiten	456 Befragte in 2 Wohngebieten, Individualmodell	Soziale Kohäsion (Gefühl der sozialen Zugehörigkeit)	L1: individuelle Ebene, L2: Quartierebene L1: Zufriedenheit mit der Zusammensetzung der Anwohner (+) [Unterdrückt Effekte von Zugehörigkeit zu einer ethnischen Minderheit (+), Neuzuzüger (+)]
Duncan et al. 2003	Stadt im Nordwesten der USA	1105 Befragte in 55 Wohngebieten, Mehrebenenesign	Kollektive Wirksamkeit (soziale Kohäsion und informelle soziale Kontrolle)	L1 (Individuum): Alter (+) L2 (Familie): Verheiratet/In Beziehung (+) L3 (Quartier): Wahrgenommene Gewaltverbrechen (-), Angezeigte Gewaltverbrechen (-)
Friedrichs und Oberwittler 2007	Köln, Freiburg i. Br. und Umgebung (D)	2505 Befragte in 61 Wohngebieten, Mehrebenenesign	Soziale Kohäsion	L1: Kinder im Haushalt (-), hoher Bildungsabschluss (+), Empfänger Sozialhilfe/Wohngeld (-), Alter (+), Bekanntschaft Nachbarkinder (+), soziale Interaktionen im Quartier (+) L2: Konzentration benachteiligter Bewohner (-), Urbanität (+)
Garcia et al. 2007	Philadelphia (USA)	4133 Befragte in 45 Wohngebieten, Mehrebenenesign	Vertrauen gegenüber Leuten in der Nachbarschaft (Starke Zustimmung verglichen mit starker Ablehnung)	L1: Alter (+), Lokale Partizipation (+), Hauseigentümer (+), Verheiratet/In Beziehung (+) L2: Durchschnittlicher Status (+), Hohes Vertrauen in nahen Nachbarschaften (-)
Markowitz et al. 2001	Grossbritannien	ca. 4500 Befragte in 151 Wahlbezirken zu 3 Zeitpunkten Panelstudie, rekursive Modelle	Nachbarschaftskohäsion (Teilnahme an Nachbarschaftsaktivitäten, wahrgenommene Hilfsbereitschaft, Zufriedenheit mit Wohngegend)	L2: Ethnische Heterogenität (-), Innenstadtkвартиer (-), Medianeinkommen (+), Stabilität der Wohnbevölkerung (+) L2: Disorder (-), Angst (-) [Moderatorvariable]
Sampson 1991	Grossbritannien	11030 Befragte in 526 Wahlkreisen, Quartiermodell	Soziale Kohäsion (Wahrnehmung des Quartiers als Ort, wo die Leute einander helfen)	L2: Lokale Bekannt-/Freundschaften (+), Anonymität (-), Angst (-), Ethnische Heterogenität (+), Urbanität (-)

Autoren	Untersuchte Stadt/Region	Stichprobe	Hauptergebnisse	
			Abhängige Variable	L1: individuelle Ebene, L2: Quartierebene
Sampson et al. 1997	Chicago (USA)	8782 Befragte in 343 Wohngebieten, Mehrebenenexperiment	Kollektive Wirksamkeit (soziale Kohäsion und informelle soziale Kontrolle)	L1: Sozioökonomischer Status (+), Hauseigentümer (+), Alter (+), Persönliche Mobilität (-) L2: Konzentration benachteiligter Bewohner (-), Konzentration von Immigranten (-), Stabilität der Wohnbevölkerung (+)
Subramanian et al. 2003	Chicago (USA)	6300 Befragte in 343 Wohngebieten, Mehrebenenexperiment	Misstrauen gegenüber Menschen in der Nachbarschaft (dichotom)	L1: Alter (-), Afroamerikaner (+), Geschlecht/ Getrennt (+), Tiefes Einkommen (+), Bildung (-) L2: (nur Kontrolle der Quartierzugehörigkeit)

Im Überblick werden nur Studien aufgeführt, die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft (oder ein verwandtes Konzept) als Ziel- oder als Moderatorvariable untersuchten. Allfällige festgestellte Effekte von sozialer Kohäsion als Moderatorvariable auf andere Zielvariablen (z.B. Kriminalität, Sicherheitsgefühl etc.) werden in der Übersicht nicht berichtet.

Quartiere oft durch unfreiwillige Nachbarschaften von sozial benachteiligten Einheimischen und Migranten gekennzeichnet sind, dürften ihre Beziehungen eher von Konkurrenz und Misstrauen geprägt sein. Der Aufbau von Vertrauen und Verbundenheit stellt die Bewohner von heterogenen Quartieren also vor höhere Hürden als die Bewohner von homogenen Quartieren. Meine Hypothese zum Einfluss der ethnischen Zusammensetzung einer Nachbarschaft lautet deshalb: *Je heterogener ein Quartier in Bezug auf seine ethnische und kulturelle Zusammensetzung ist, desto schwächer ist die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft.*

Familienanteil

Segregation erfolgt nicht nur nach sozioökonomischen und ethnisch-kulturellen Kriterien, sondern auch nach Lebensabschnitten. Familien mit Kindern haben besondere Wohnbedürfnisse. Sie suchen vor allem Quartiere mit geräumigen Wohnungen in der Nähe von Grünraum, Parks und Freizeitanlagen. Ausserdem achten sie auf die Qualität der Schulen in ihrer Wohnumgebung (vgl. McAuley und Nutty 1982: 303–306). Diese Vorlieben führen dazu, dass sich Quartiere auch in ihrer Altersstruktur und ihrem Anteil an Familien- und Einpersonenhaushalten unterscheiden. Der Einfluss des Familienanteils in einem Quartier auf die soziale Kohäsion wird in den berücksichtigten Studien nicht direkt untersucht. Friedrichs und Oberwittler stellten auf Individualebene fest, dass Personen, die mit Kindern zusammenleben, die soziale Kohäsion in ihrem Quartier als schwächer beurteilen als Personen ohne Kinder. Dies könnte damit zusammenhängen, dass Familien mit Kindern stärker auf Unterstützung durch ihre Nachbarn angewiesen sind und deshalb höhere Erwartungen an die Kohäsion im Quartier haben. Auf Quartiersebene könnte dieses Resultat bedeuten, dass in Quartieren, in denen viele Familien leben, die Kohäsion tiefer eingeschätzt wird. Diese Hypothese wurde von den Autoren aber nicht geprüft (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 475). Dekker und Bolt stellten hingegen fest, dass Haushalte ohne Kinder seltener soziale Kontakte im Quartier haben als Haushalte mit Kindern (vgl. Dekker und Bolt 2005: 2462). Da ich davon ausgehe, dass Kontakte mit Nachbarn die soziale Kohäsion fördern, vermute ich, dass in Quartieren mit einem hohen Anteil an Familien die soziale Kohäsion stärker ist. Ich prüfe folgende Hypothese: *In Quartieren mit einem höheren Anteil an Familienhaushalten ist die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft stärker.*

Stabilität der Bewohnerschaft

Elias und Scotson postulieren, dass mit der Wohndauer einer Gruppe an einem Ort ihre soziale Kohäsion zunimmt. Grund für diese stärkere Kohäsion ist eine gemeinsame Vergangenheit. Je länger eine Gruppe von Menschen an einem Ort wohnt, desto eher kann sie eine kollektive Identifikation und gemeinsame Normen schaffen, und desto grösser ist ihr Zusammenhalt als Gruppe. Zugezogene sind nicht nur für die Alteingesessenen, sondern auch untereinander fremd und haben deshalb eine geringere Kohäsion (vgl. Elias und Scotson 2002: 11–16, 37). In einer Studie über verschiedene Quartiere in Grossbritannien hat die Stabilität der Bewohnerschaft in einem Wohngebiet einen positiven Effekt auf die soziale Kohäsion. Je höher der Anteil der Bewohner ist, die schon mehr als 20 Jahre im Quartier wohnen, desto stärker ist die soziale Kohäsion, definiert als wahrgenommene Hilfsbereitschaft. Der Effekt wird vermittelt durch die Dichte lokaler Bekanntschaften und den Grad der Anonymität, gemessen am Anteil der Befragten, die es sehr schwierig finden, Quartierbewohner auf der Strasse von Fremden zu unterscheiden. Der wichtigste Prädiktor für Freund- und Bekanntschaften in der Nachbarschaft ist die Wohndauer einer Person im Quartier. Eine stabile Bevölkerung in einem Quartier hat aber unabhängig von der individuellen Wohndauer einen signifikanten Effekt (vgl. Sampson 1991: 53–61). Auch in der Chicagoer Studie zeigte sich, dass eine stabile Bewohnerschaft die kollektive Wirksamkeit in einem Quartier erhöht (vgl. Sampson et al. 1997: 921). In Philadelphia hingegen fand sich kein Quartiereffekt der Stabilität der Bewohnerschaft auf das Vertrauen in die Quartierbewohner (vgl. Garcia et al. 2007: 696–697). Ich prüfe die Hypothese, dass die Stabilität der Wohnbevölkerung in einem Quartier einen positiven Einfluss auf die soziale Kohäsion hat. Sie lautet: *Je stabiler die Wohnbevölkerung in einem Quartier ist, desto stärker ist die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft.*

Belastung des Quartiers mit disorder

Ein anderer Forschungszweig befasst sich mit dem Einfluss von quartierbezogenen Belastungsfaktoren auf die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft. Als Belastungen aufgefasst werden einerseits sichtbare Anzeichen abweichenden Verhaltens im öffentlichen Raum (*physical disorder*), wie beispielsweise Abfall, der herumliegt. Andererseits berücksichtigt man direkt beobachtbare abweichende Verhaltensweisen im öffentlichen Raum (*social disorder*), wie Betrunkene oder Drogenkonsum. Dahinter steht die Annahme, dass derartige Anzeichen von *disorder* gravie-

rende Formen von Kriminalität fördern, weil sie als visuelle Zeichen von verminderter sozialer Kontrolle wirken (vgl. Skogan 1990: 4, 10, 75). Der direkte Effekt von *disorder* auf ernsthafte Formen von Kriminalität ist umstritten, denn diese Probleme scheinen dieselben Ursachen zu haben wie Kriminalität (vgl. Sampson 2003: 976). Gewisse, speziell sichtbare Formen von *disorder* und Verbrechen können aber wie Warnsignale wirken (vgl. Innes 2004: 336). Menschen interpretieren sie als Indikatoren dafür, wie sicher eine Umgebung ist (vgl. Innes und Jones 2006: 22). Welche Vorfälle als Signal verstanden werden, kann je nach Gegend und Vorgeschichte variieren, oft sind es Zeichen von Drogengebrauch, Graffiti oder zerstörte öffentliche Einrichtungen. Kommen derartige *signal crimes* und *signal disorders* auf engem Raum mehrfach vor, werden sie als besonders wichtig interpretiert (vgl. Innes 2004: 346). *Disorders* mit Signalfunktion kommunizieren den Zustand des Quartiers gegenüber seinen Bewohner und Besuchern (vgl. Innes und Jones 2006: 24). Sie haben einen Effekt darauf, wie sich die Menschen fühlen, wie sie denken und wie sie sich in einem Quartier verhalten (vgl. Innes 2004: 350). In Quartieren, die stark unter den Folgen von *disorder* leiden, können die sozialen Beziehungen der Bewohner belastet werden. Wer die Möglichkeit hat, zieht aus solchen Wohngebieten weg. Die verbleibenden Bewohner ziehen sich aus dem Quartierleben zurück und schwächen so die Kohäsion (vgl. Markowitz et al. 2001: 296). Zudem beeinflussen Zeichen von *disorder* im öffentlichen Raum die Wahrnehmung eines Quartiers von aussen und führen zu einer Stigmatisierung des Quartiers. Die Nachbarn beginnen sich voneinander abzugrenzen, und die Kohäsion sinkt weiter (vgl. Skogan 1990: 9–10, 49–50).

Skogan stellte fest, dass Befragte in Quartieren, die mit *disorder* belastet sind, die Bewohner ihrer Nachbarschaft als weniger hilfsbereit wahrnehmen (vgl. Skogan 1990: 70). Markowitz et al. zeigten in einer Studie mit britischen Paneldaten, dass sich Kohäsion und Belastungsfaktoren über die Zeit hinweg gegenseitig beeinflussen. Ein substanzieller Teil dieses Zusammenhanges wird durch Angst vermittelt. Eine tiefe Kohäsion in einem Quartier führt zu höherer Belastung mit *disorder*. Die tägliche Konfrontation mit diesen Verhaltensweisen führt zu Angst. Angst wiederum reduziert die Kohäsion zwischen den Nachbarn (vgl. Markowitz et al. 2001: 309–311). Aufgrund der vorliegenden Forschungsergebnisse erwarte ich folgenden Zusammenhang: *Je stärker ein Quartier mit disorder belastet ist, desto schwächer ist die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft.*

2.3 Determinanten von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft auf Individualebene

Verschiedene Bewohner nehmen ihr Quartier unterschiedlich wahr, weil der individuelle Hintergrund einer Person ihre Kohäsionswahrnehmung auch unabhängig vom Quartierumfeld prägt. In der Forschungsliteratur zur sozialen Kohäsion werden auf individueller Ebene primär der Einfluss der Wohndauer im Quartier, des sozioökonomischen Status, der Herkunft, des Alters und der Familienform von Quartierbewohnern untersucht. Diese Einflussfaktoren können entsprechend dem Modell zur Wahrnehmung von sozialer Kohäsion (vgl. Seite 12) in drei Gruppen eingeteilt werden: vorhergehende Erfahrungen des Individuums, dispositionelle Faktoren und strukturelle bzw. situative Faktoren. Die einzelnen Faktoren beeinflussen sich auch wechselseitig. So haben die vorhergehenden Erfahrungen eines Menschen sowohl einen Einfluss auf seine Dispositionen und Einstellungen als auch auf situative und strukturelle Faktoren. Im Rahmen dieser Arbeit werde ich auf diese Zusammenhänge nicht näher eingehen.

Die sozialpsychologische Forschung betont die Wichtigkeit von *strukturellen und situativen Faktoren* bei der Wahrnehmung von Vertrauen und Kohäsion. Auf der individuellen Ebene umfassen sie die Beziehung des Anwohners zum Quartier. Dazu wird in der Forschung primär die individuelle Wohndauer eines Anwohners, und die Frage, ob er seine Wohnung mietet oder besitzt, untersucht. Da Wohnungseigentum in der Stadt Zürich nicht sehr verbreitet ist, berücksichtige ich diesen Aspekt nicht.

Wohndauer im Quartier

Kasarda und Janowitz behandeln eine lokale Gemeinschaft als komplexes System von freund- und verwandtschaftlichen Netzwerken sowie formellen und informellen Bindungen. Die individuelle Wohndauer in einem Quartier beeinflusst deshalb das Verhalten und die Einstellung zur Nachbarschaft am stärksten. Die Forscher begründen dies damit, dass der Aufbau von Netzwerken Zeit braucht (vgl. Kasarda und Janowitz 1974: 329–338). Neuere Forschungsergebnisse bestätigen diesen Befund nicht. In der Chicagoer Studie hat hohe persönliche Mobilität einen negativen Einfluss auf die Wahrnehmung kollektiver Wirksamkeit. Personen, die in den letzten fünf Jahren häufig umgezogen waren, schätzen die kollektive Wirksamkeit im Quartier tiefer ein. Wie lange eine Person schon in ihrem Quartier wohnte, hat hingegen keinen Effekt (vgl. Sampson et al. 1997: 921). Auch in der

Studie von Friedrichs und Oberwittler zeigt sich, dass Menschen, die länger als vier Jahre im Quartier wohnen, die Nachbarschaft nicht als kohäsiver einschätzen. Wohneigentum hat dagegen einen positiven Effekt auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion. Der Effekt verschwindet aber, sobald die Forscher die Eigenschaften des Quartiers kontrollieren (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 474). Diese Studien konnten also keinen Effekt der individuellen Wohndauer auf die Wahrnehmung von Kohäsion feststellen. Trotzdem prüfe ich zu dieser Frage folgende Hypothese: *Je länger eine Person in einem Wohngebiet lebt, desto stärker schätzt sie die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft ein.*

Wie ein Mensch die Beziehungen im Quartier wahrnimmt und ob er seinen Nachbarn vertraut, hängt unter anderem mit den Erfahrungen zusammen, die er in der Vergangenheit gemacht hat (vgl. Petermann 1996: 23). In der soziologischen Forschung betrachtet man als *vorangehende Erfahrungen* eines Individuums vorwiegend den sozioökonomischen Status einer Person. Untersucht wird auch ein allfälliger Migrationshintergrund oder die Zugehörigkeit zu einer ethnischen Minderheit. Ich werde zusätzlich Erfahrungen im sozialen Nahbereich einbeziehen und das Klima in der Familie, in der jemand lebt, berücksichtigen.

Sozioökonomischer Status

Personen mit einem hohen sozioökonomischen Status nehmen ihr eigenes Handeln als wirksamer wahr. Wirtschaftlicher Ausschluss hingegen führt zur Wahrnehmung von Machtlosigkeit und vermindert so die individuelle Einschätzung von sozialer Kohäsion (vgl. Sampson et al. 1997: 919). Personen mit einem tiefen Einkommen und wenig Bildung fühlen sich machtloser. Sie haben eher den Eindruck, dass Kräfte ausserhalb ihrer Kontrolle ihr Leben beeinflussen (vgl. Ross 2001: 581). Gleichzeitig haben Personen mit einem höheren sozioökonomischen Status mehr Handlungsfreiheit auf dem Wohnungsmarkt. Sie haben deshalb grössere Chancen in ein nachbarschaftliches Umfeld zu ziehen, das ihren Bedürfnissen und Wünschen entspricht (vgl. Dekker und Bolt 2005: 2466). Weil sie ihre Nachbarn gewählt haben, dürften sie ihre Nachbarschaft als kohäsiver wahrnehmen. Die Forschungsergebnisse zum Einfluss des sozioökonomischen Status auf die Einschätzung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft sind gemischt. In Chicago schätzen Personen mit einem hohen sozioökonomischen Status ihre Nachbarschaft als kohäsiver ein (vgl. Sampson et al. 1997: 921). Friedrichs und Oberwittler zeigen, dass ein hoher Bildungsabschluss einen positiven Einfluss auf die Wahr-

nehmung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft hat. Die Forscher massen in dieser Studie zudem wirtschaftliche Benachteiligung direkt über den Bezug von Sozialhilfe oder Wohngeld. Auch diese Variable hat einen signifikant negativen Einfluss auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 475). Subramanian et al. fanden einen Einfluss des Einkommens auf die Wahrscheinlichkeit, dass ein Befragter den Menschen in seiner Nachbarschaft misstraut. Je höher das Einkommen einer Person ist, desto unwahrscheinlicher ist, dass sie ihren Nachbarn misstraut. Befragte in der obersten Einkommenskategorie misstrauen ihren Nachbarn mit einer Wahrscheinlichkeit von 7.5 %, für Befragte in der untersten Einkommenskategorie liegt die Wahrscheinlichkeit bei 20 %. Die Autoren zeigen auch, dass höhere Bildung mit einem tieferen Niveau an Misstrauen assoziiert ist (vgl. Subramanian et al. 2003: 37–38). In der niederländischen Studie finden sich hingegen keine Effekte von Einkommen oder Bildung auf die Wahrnehmung sozialer Zugehörigkeit (vgl. Dekker und Bolt 2005: 2465–2466). Aufgrund der theoretischen Überlegungen und weil die überwiegende Zahl der Studien einen positiven Effekt des sozioökonomischen Status auf die Kohäsionswahrnehmung nachweisen, stelle ich folgende Hypothese auf: *Je höher der sozioökonomische Status einer Person ist, desto stärker schätzt sie die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft ein.*

Migration

Ausschlusserfahrungen können auch bei Migranten oder Angehörigen von ethnischen Minderheiten dazu führen, dass sie die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft tiefer einschätzen. Dazu kommen bei Migranten eine neue, fremde Umgebung und teilweise Sprachprobleme, die ihnen die Kommunikation mit Nachbarn erschweren. Luhmann hält fest, dass man dem Vertrauten eher traut als dem Fremden. Eine gefühlsmässige Einbettung in eine Heimat gibt zudem einen Rückhalt dafür, auch Vertrauensbeziehungen ausserhalb des eigenen Kreises aufzubauen (vgl. Luhmann 2000: 40, 107). Ähnlich argumentiert Sztompka. Er führt aus, dass wir Menschen, die uns ähnlich sind, eher vertrauen, weil wir ihr zukünftiges Handeln besser voraussagen können (vgl. Sztompka 1999: 80). Aufgrund ihrer Fremdheit dürften Migranten also den Menschen in ihrem Quartier weniger vertrauen und die soziale Kohäsion als schwächer einschätzen. Der Einfluss von Migration könnte sich aber umkehren, wenn Angehörige einer ethnischen Minderheit oder Migrantengruppe in einem Quartier die Mehrheit der Bevölkerung stellen. In der Chicagoer Studie hängt Ethnizität (gemessen in den Kategorien

White, Latino und Black) nicht signifikant mit kollektiver Wirksamkeit zusammen (vgl. Sampson et al. 1997: 921). Betrachtet man nur die Wahrscheinlichkeit, den Nachbarn zu misstrauen, zeigt jedoch eine andere Studie mit denselben Daten, dass Schwarze den Menschen in ihrem Quartier eher misstrauen als Weisse. Die Zugehörigkeit zur Gruppe der *Hispanics* hat keinen Effekt (vgl. Subramanian et al. 2003: 37–38). In Köln und Freiburg hat die deutsche Staatsangehörigkeit keinen Einfluss auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 475). In der Studie von Dekker und Bolt fühlen sich Angehörige von ethnischen Minderheiten verbundener mit ihrem Quartier und sie haben mehr Vertrauen in ihre Nachbarn. Dieser Effekt verschwindet aber, als die Forscher berücksichtigen, wie zufrieden ein Anwohner mit der Bevölkerungszusammensetzung in seinem Quartier ist. Angehörige von ethnischen Minderheiten sind zufriedener mit der Zusammensetzung der Quartierbewohner als ihre weissen Nachbarn und schätzen die Kohäsion deshalb höher ein (vgl. Dekker und Bolt 2005: 2465–2466). Die Erfahrung in einer Umgebung fremd zu sein, wird in den verschiedenen Studien unterschiedlich operationalisiert. Einige Arbeiten untersuchen die Zugehörigkeit zu einer ethnischen Minderheit, andere die Staatsangehörigkeit. Das erschwert die Interpretation und den Vergleich der verschiedenen Forschungsergebnisse. In keiner der aufgeführten Studien wird kontrolliert, ob eine Person selber migriert ist. Da ich Daten über den Geburtsort der Befragten zur Verfügung habe, kann ich diesen Faktor in meiner Untersuchung berücksichtigen. Ich erwarte, dass Personen, die im Ausland geboren wurden, aufgrund ihrer Erfahrung von Fremdheit und Ausschluss die Kohäsion in ihrer Nachbarschaft tiefer einschätzen als Personen, die in der Schweiz geboren wurden. Die Hypothese auf Individualebene lautet deshalb: *In der Schweiz geborene Personen schätzen die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft stärker ein als Migranten.*

Familienklima

Erfahrungen von Individuen im sozialen Nahbereich werden in Studien zur sozialen Kohäsion in der Nachbarschaft kaum berücksichtigt. Einige Autoren untersuchen den Familienstand der Befragten oder die Anwesenheit von Kindern im Haushalt (vgl. Ross 2001; Duncan et al. 2003; Garcia et al. 2007). Diese Variablen sagen aber nichts über die Qualität der Beziehungen in der Familie aus. Gerade die Beziehungsqualität dürfte aber die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion beeinflussen. Die Einbettung in einen vertrauten Kreis von Menschen gibt einen Rückhalt für Vertrauensbeziehungen auch zu anderen Menschen (vgl. Luhmann

2000: 107). Subramanian et al. zeigen in ihrer Studie, dass bei Menschen, die geschieden sind oder getrennt von ihrem Partner leben, eine höhere Wahrscheinlichkeit besteht, den Menschen in ihrer Nachbarschaft zu misstrauen (vgl. Subramanian et al. 2003: 37–38). Der Zusammenhang dürfte den Konflikten in der Familie geschuldet sein, die einer Trennung vorangehen. Diese schlechten Erfahrungen könnten in der Folge die Wahrnehmung anderer Beziehungen beeinflussen. Ich stelle deshalb folgende Hypothese auf: *Menschen, die ihre Familie als harmonisch wahrnehmen, schätzen die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft stärker ein.*

Dispositionale Faktoren umfassen Persönlichkeitseigenschaften und Einstellungen von Individuen. Ihr Einfluss auf die Wahrnehmung von Kohäsion und Vertrauen werden in der soziologischen Forschung kaum thematisiert.¹ In der Sozialpsychologie untersucht man indes den Einfluss von generalisiertem Vertrauen in verschiedenen konkreten Vertrauenssituationen (vgl. Schlenker et al. 1973).

Generalisiertes Vertrauen

Laut Rotter entsteht generalisiertes Vertrauen in einem Lernprozess durch gesammelte Erfahrungen in einer Vielzahl von ähnlichen Situationen. Diese generalisierten Erwartungen verfestigen sich zu einem Persönlichkeitsmerkmal (vgl. Rotter 1971: 445; Koller 1997: 16). Auch Luhmann betont, dass Vertrauen generalisiert wird, indem Menschen Erfahrungen verallgemeinern, die sich in ähnlichen Fällen bewährt haben. Wie der Lernvorgang abläuft, und wie die Generalisierung zustande kommt, ist aber weitgehend unklar (vgl. Luhmann 2000: 31–35). Erikson betont die Wichtigkeit der frühkindlichen Erfahrungen für die Entwicklung von Vertrauen (vgl. Stack 1978: 562). Andere Autoren kritisieren die Auffassung von Vertrauen als stabiles Persönlichkeitsmerkmal und betonen vielmehr die dynamischen Aspekte bei seiner Entstehung (vgl. Koller 1997: 16). Die Forschungsergebnisse zur Rolle des generalisierten Vertrauens in spezifischen Situationen sind gemischt. Buck und Bierhoff fanden keinen Effekt von generalisiertem Vertrauen

¹ Eine Ausnahme bildet die britische Forschung zur Gemeind kohäsion (*community cohesion*), die sehr detailliert Einstellungsvariablen untersucht (vgl. Laurence und Heath 2008: 20–22). Gemeind kohäsion bezieht sich explizit auf den Zusammenhalt von Personen unterschiedlicher Herkunft in einem Wohngebiet (vgl. Laurence und Heath 2008: 10–11). Dieser Ansatz weist einige Ähnlichkeiten mit dem Verständnis von sozialer Kohäsion auf, wie er in der vorliegenden Arbeit verfolgt wird. Dennoch können die Ergebnisse aus den britischen Forschungen nicht berücksichtigt werden, da Hilfsbereitschaft und Vertrauen in die Nachbarn in dieser Forschungsrichtung als unabhängige Einflussfaktoren auf den Zusammenhalt im Quartier untersucht werden und nicht als abhängige Variablen.

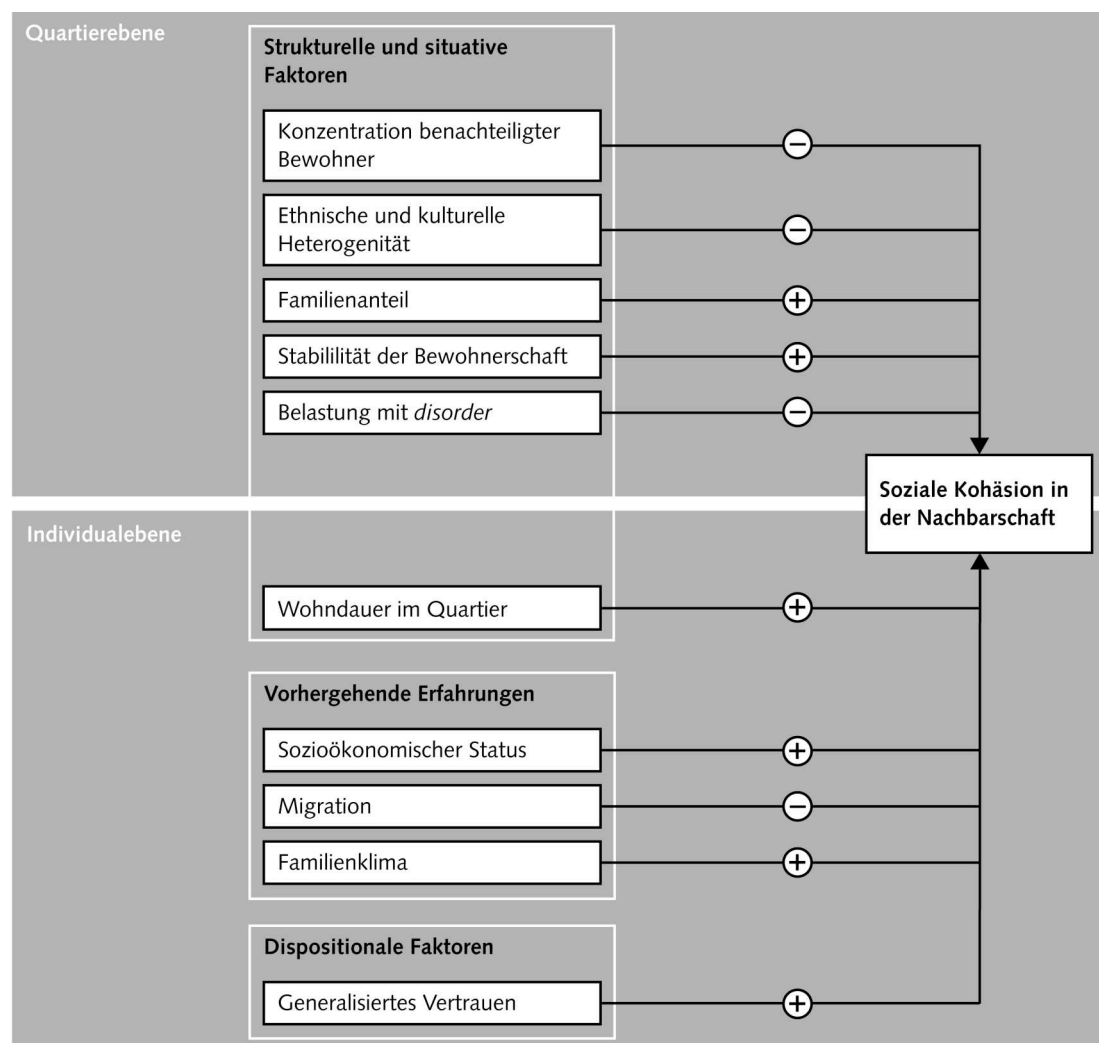
auf das Vertrauen in spezifischen Situationen (vgl. Buck und Bierhoff 1986: 209). Schlenker hingegen zeigt, dass Menschen mit starker Vertrauensneigung, ihrem Partner in einem Gefangenendilemmaspiel eher vertrauen. Der Effekt ist aber nur marginal signifikant. Ob die Versprechungen des Gegenübers in der experimentellen Situation glaubhaft sind, hat einen weit stärkeren Einfluss (vgl. Schlenker et al. 1973: 423). Goto untersuchte das Zusammenspiel zwischen der Unsicherheit einer Situation, der sozialer Distanz zum Adressaten des Vertrauens und der Vertrauensdisposition eines Individuums. Dazu teilte die Autorin die Versuchspersonen in zwei Gruppen mit hoher und tiefer Vertrauensneigung ein und legte ihnen Szenarien aus verschiedenen Lebensbereichen vor. Dabei zeigt sich, dass eine allgemeine Disposition zu vertrauen einen signifikanten Effekt auf das Vertrauen in konkreten Situationen hat. Die Variable erklärt aber nur 4% der Varianz. Versuchspersonen mit einer schwachen Vertrauensneigung wurden nicht stärker durch die Unsicherheit der Situation oder durch eine soziale Distanz zum Vertrauensadressaten beeinflusst. Auch diese Studie kommt zum Schluss, dass eine allgemeine Neigung zu vertrauen, einen Effekt auf das Vertrauen in konkreten Situationen hat, die Charakteristika des Gegenübers und der Situation aber wichtiger sind (vgl. Goto 1996: 124–129). Zum gleichen Ergebnis kommt Scott (vgl. Scott 1980: 809). Über den Effekt von generalisiertem Vertrauen auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft sind mir keine Forschungsergebnisse bekannt. Die zitierten Studien untersuchen mit verschiedenen Methoden das Vertrauen in Einzelpersonen. Ob sich ihre Resultate auf die Wahrnehmung einer losen Gruppe von Quartierbewohnern übertragen lassen, ist unklar. Möglicherweise hat generalisiertes Vertrauen einen stärkeren Einfluss auf die Kohäsionseinschätzung, wenn der Adressat des Vertrauens ein Kollektiv ist. Für den Einfluss des generalisierten Vertrauens auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion prüfe ich deshalb die Hypothese: *Je stärker das generalisierte Vertrauen bei einer Person ist, desto stärker schätzt sie die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft ein.*

2.4 Modell der erwarteten Zusammenhänge

Aufgrund der theoretischen Überlegungen und der vorliegenden Forschungsergebnisse erwarte ich, dass in Quartieren mit einem hohen Anteil an benachteiligten Bewohnern die soziale Kohäsion tiefer ist, als in Quartieren mit einem durchschnittlich hohen sozioökonomischen Status. Den gleichen Einfluss vermute ich von einer ausgeprägten ethnischen und/oder kulturellen Heterogenität eines

Quartiers, die zudem oft mit einer Stigmatisierung der Wohngegend einhergeht. Beides sind Faktoren, die den Aufbau von Vertrauen und sozialer Kohäsion unter Nachbarn erschweren. In Quartieren mit einer stabilen Bewohnerschaft und einem hohen Anteil von Familien erwarte ich eine stärkere Kohäsion als in Quartieren mit einer individualisierten Bewohnerschaft. Quartiere, die mit einem hohen Mass an *disorder* belastet sind, dürften hingegen eine schwächere Kohäsion aufweisen. Auf individueller Ebene gehe ich davon aus, dass Menschen, die länger in einem Quartier leben, ihre Nachbarschaft als kohäsiver wahrnehmen. Von Personen mit einem tiefen sozioökonomischen Status nehme ich dagegen an, dass sie die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft tiefer einschätzen. Denselben Effekt erwarte ich für Migranten. Personen, die ihre Familie als harmonisch wahrnehmen, dürften auch die Kohäsion in ihrer Nachbarschaft positiver beurteilen. Gleiches gilt für Personen mit einem hohen Niveau an generalisiertem Vertrauen. Grafik 2 zeigt die erwarteten Zusammenhänge im Überblick.

Grafik 2: Modell der erwarteten Zusammenhänge



3. Daten und Methoden

3.1 Datenbasis

Für die Überprüfung der Hypothesen zur sozialen Kohäsion in Zürcher Quartieren verwende ich Befragungsdaten aus drei verschiedenen Quellen. Die Daten für die abhängige Variable und die individuellen Merkmale der Befragten stammen aus dem *Zürcher Projekt zur sozialen Entwicklung von Kindern (z-proso)*. Um die Belastung eines Quartiers mit *disorder* zu messen, benutze ich Daten aus der *Bevölkerungsbefragung 2005* der Stadt Zürich. Dieser Datensatz enthält auch eine Kontrollmessung von sozialer Kohäsion. Die sozialstrukturelle Zusammensetzung der Quartiere messe ich mit Daten aus der *Volkszählung 2000*. Die Verwendung von drei verschiedenen Datenquellen hat den Vorteil, dass die Messungen der Quartiereigenschaften und der abhängigen Variable nicht systematisch zusammenhängen. Zudem habe ich zwei unabhängige Messungen von sozialer Kohäsion zur Verfügung. Alle verwendeten Daten sind georeferenziert, die Befragten können also einem räumlichen Gebiet innerhalb der Stadt Zürich zugeordnet werden.

Zürcher Projekt zur sozialen Entwicklung von Kindern (z-proso)

Das *Zürcher Projekt zur sozialen Entwicklung von Kindern* untersucht in einer prospektiven Längsschnittstudie, welche Faktoren zu psychosozialen Verhaltensproblemen bei Kindern beitragen können. Sie berücksichtigt individuelle, familiäre, schulische und nachbarschaftliche Einflüsse. Die Studie ist kombiniert mit einem randomisierten Experiment, mit dem überprüft wird, wie zwei Programme zur Vorbeugung von Problemverhalten bei Kindern wirken (für einen Überblick über das Projekt vgl. Eisner und Ribeaud 2005). Etwa 1300 Kinder, die im Sommer 2004 in der Stadt Zürich in die Primarschule eintraten, werden im Rahmen dieser Studie jährlich befragt. Eine jährliche Befragung der Hauptbezugsperson und eine halbjährliche Beurteilung durch die Lehrperson ergänzen die Angaben der Kinder. Die Daten zur sozialen Kohäsion in der Nachbarschaft stammen aus den Elterninterviews der ersten Erhebungswelle, die zwischen September 2004 und Februar 2005 durchgeführt wurde. Sie waren Teil eines grösseren Fragenblockes zur Wahrnehmung der Nachbarschaft. Er umfasste neben Fragen zur sozialen Kohäsion auch Items zu sozialen Netzwerken mit Nachbarn, zu informeller sozialer Kontrolle im Quartier und zur Beziehung zwischen den erwachsenen Quartierbewohnern und den Kindern in der Nachbarschaft. Die Daten wurden in computergestützten *Face-to-Face*-Interviews erhoben. Die Bruttostich-

probe umfasste 1675 Kinder. 74.0 % der Eltern dieser Kinder willigten in ein Interview ein. Es liegen 1234 komplette Interviews vor. Neun Fälle müssen aus der Analyse ausgeschlossen werden, weil die befragten Personen nicht in der Stadt Zürich wohnen oder die Adressangaben fehlen. In zwei weiteren Fällen wohnen die befragten Personen nicht mit dem Kind zusammen. Die Stichprobe besteht hauptsächlich aus den Müttern der Kinder. In wenigen Fällen wurde (meist aus sprachlichen Gründen) eine andere nahe Bezugsperson des Kindes interviewt. 94.8 % der Befragten sind weiblich.² Zwischen den weiblichen und den männlichen Befragten bestehen keine signifikanten Unterschiede in der Einschätzung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft ($t(1193) = -0.009$ $p = .993$). Bezüglich des Alters ist die Stichprobe relativ homogen, 80 % der Befragten sind zwischen 30 und 44 Jahre alt, der Mittelwert liegt bei 37 Jahren.

Der *z-proso*-Datensatz eignet sich aus mehreren Gründen besonders gut für die Untersuchung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft. Erstens spielt soziale Kohäsion eine wichtige Rolle dafür, ob sich die Anwohner gemeinsam für eine positive Entwicklung der Kinder engagieren und sie erfolgreich beaufsichtigen. Daher sind Eltern kompetente Auskunftspersonen für dieses Thema. Zweitens ist aufgrund der bisherigen Forschung zu erwarten, dass die Kohäsion vor allem in sozial benachteiligten Stadtgebieten gefährdet ist. Für die Studie wurde eine Klumpenstichprobe von Schulen gezogen, dabei berücksichtigte man benachteiligte Schulkreise überproportional. Drittens interessiert mich besonders, wie sich soziale Kohäsion in kulturell und sprachlich heterogenen Stadtteilen entwickelt. Dafür ist es wichtig, nicht nur die Perspektive der deutschsprechenden Bewohner zu kennen, sondern auch die Sicht von fremdsprachigen Migranten, die häufig in ausgeprägt heterogenen Quartieren leben. Während in Bevölkerungsbefragungen fremdsprachige Personen oft nicht berücksichtigt werden, hat man in der *z-proso*-Studie spezielle Anstrengungen unternommen, auch diese Gruppe zu erreichen. So wurden Interviews in zehn verschiedenen Sprachen (Deutsch, Albanisch, Englisch, Portugiesisch, Serbisch, Tamilisch, Spanisch, Türkisch, Italienisch und Kroatisch) angeboten. Die Ausschöpfungsquote bei nicht-deutschsprechenden Minderheiten ist mit 61.7 % entsprechend hoch. Sie liegt zwischen 53.0 % bei albanisch-sprechenden und 74.7 % bei spanisch-sprechenden Eltern. Bei deutsch-sprechenden

² Ich benutze aus diesem Grund im Text die weibliche Form, wenn ich mich auf die befragten Personen beziehe.

Eltern beträgt die Ausschöpfung der Stichprobe 87.8 % (zur Stichprobenausschöpfung und den verfolgten Kontaktstrategien vgl. Eisner und Ribeaud 2007). Für die Untersuchung meiner Fragestellung erweist es sich als Nachteil, dass eine Klumpenstichprobe nach Schulhäusern gezogen wurde. Obschon die Stichprobe 56 von 89 Schulen berücksichtigt, erfasst sie nicht alle Quartiere der Stadt. In zwei Stadtkreisen wurden keine oder nur sehr wenige Interviews durchgeführt, so dass ich diese Gebiete in meinen Auswertungen nicht berücksichtigen kann.

Bevölkerungsbefragung

Die Messung zur Belastung der Quartiere mit *disorder* und eine Kontrollmessung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft stammen aus der Bevölkerungsbefragung 2005. Die Befragung wird alle zwei Jahre im Auftrag von Stadtentwicklung Zürich durchgeführt. Sie soll über die Zufriedenheit und Lebensqualität der Stadtbewohner Auskunft geben. Befragt wurde eine geschichtete Zufallsstichprobe von 2502 Personen über 18 Jahre, die seit mindestens einem Jahr in der Stadt Zürich leben. Die Befragung erfolgte von März bis April 2005 durch computergestützte Telefoninterviews in den Sprachen Deutsch, Italienisch, Spanisch und Serbisch/Kroatisch. Die Ausschöpfung der Stichprobe beträgt 41.5 %. Die Stichprobe ist repräsentativ für die Zürcher Bevölkerung bezüglich Geschlecht und Alter und erlaubt Aussagen über einzelne Teilgebiete der Stadt (vgl. Stadtentwicklung Zürich 2005: 41–42). Die Befragung umfasst nur Personen, die Schweizer Bürger oder im Besitz einer Niederlassungsbewilligung C sind. Da etwa 12 % der Zürcher Bevölkerung einen anderen Aufenthaltsstatus haben, ist die Stichprobe nicht repräsentativ für die ausländische Wohnbevölkerung der Stadt Zürich (vgl. Präsidiialdepartement der Stadt Zürich 2005: 72).

Volkszählung

Die Daten zur Sozialstruktur der Zürcher Quartiere stammen aus der Volkszählung 2000. Die Vollerhebung bei allen Personen, Haushalten und Erwerbstätigen der Schweizer Wohnbevölkerung wurde bis zum Jahr 2000 alle zehn Jahre schriftlich durchgeführt. Der Datensatz enthält Angaben zu demografischen, sozialen, wirtschaftlichen und räumlichen Aspekten. Da die Volkszählung eine Vollerhebung ist, kann man auch kleine räumliche Einheiten untersuchen, ohne dass steigende Stichprobenfehler zum Problem werden. Die Volkszählungsdaten enthalten keine Angaben zur finanziellen Situation von Individuen oder Haus-

halten. Die Sozialstruktur von Quartieren muss deshalb über andere Variablen operationalisiert werden.

3.2 Wahl der Analyseebene

Fast alle Studien über Kontexteffekte definieren Quartiere entlang administrativer Einteilungen wie Volkszählungs- oder Schulkreise (vgl. Sampson et al. 2002: 445). Auch in Zürich muss ich die Quartiere aus praktischen Gründen durch administrative Einheiten annähern. Dies ist nicht unproblematisch, stimmen doch diese offiziellen Einteilungen oft nicht mit dem überein, was Bewohner subjektiv als ihr Quartier oder ihre Nachbarschaft wahrnehmen. Die administrative Gliederung der Stadt Zürich bietet verschiedene Möglichkeiten, räumliche Einheiten zusammenzufassen: Die Stadt ist in 12 Kreise mit durchschnittlich 30 500 Bewohnern eingeteilt. Die Kreise sind wiederum unterteilt in insgesamt 34 historische Quartiere mit durchschnittlich 10 500 Bewohnern. Die Einwohnerzahl der Kreise und der historischen Quartiere variiert stark (vgl. Präsidialdepartement der Stadt Zürich 2005: 65). Die kleinste verfügbare Einheit ist die statistische Zone; jede der 212 bewohnten statistischen Zonen in der Stadt Zürich hat durchschnittlich etwa 1500 Bewohner. Aufgrund der Stichprobenziehung wäre es naheliegend, die Nachbarschaften über Schulhäuser anzunähern. Wertet man die Verteilung der Kinder auf die verschiedenen Schulhäuser aus, zeigt sich jedoch, dass die Einzugsgebiete der Schulen keine räumlich zusammenhängenden Gebiete bilden. Sie sind deshalb nicht dafür geeignet, Fragestellungen zum Thema Nachbarschaft zu untersuchen. Die Wahl der besten Aggregationsebene, um Quartiereigenschaften zu untersuchen, unterliegt einem Zielkonflikt: Je grösser man die räumliche Einheit wählt, desto mehr Fälle pro Einheit sind verfügbar und desto verlässlicher sind die statistischen Ergebnisse. Gleichzeitig sind grössere Gebiete heterogener in ihrer Sozialstruktur. Die Wahrscheinlichkeit, Unterschiede zwischen Quartieren und kleinräumige Kontexteffekte zu finden, sinkt entsprechend. Eine deutsche Untersuchung zu den Auswirkungen von Kriminalitätsfurcht zeigt, dass sich Kontexteffekte von Quartieren nur sicher nachweisen lassen, wenn die untersuchten Stadtteile weniger als sechs Quadratkilometer gross sind (vgl. Nonnenmacher 2007: 507). Auf der anderen Seite ist für eine reliable Quartiereinschätzung nur eine mittlere Stichprobengrösse nötig. Bei einer Stichprobe von 20 Befragten pro Quartier liegt die *Interrater*-Reliabilität je nach erfragter Quartiereigenschaft zwischen 0.70 und 0.90. Bei einer Vergrösserung der Stichprobe von 20 auf 40 Befragte pro Quartier, steigt die Reliabilität nur noch wenig an (vgl. Raudenbush und Sampson

1999: 9). Ich habe mich aufgrund dieser Überlegungen dafür entschieden, die Auswertungen auf der Ebene der historischen Quartiere durchzuführen. Nur drei der Zürcher Quartiere sind über 6 Quadratkilometer gross, das grösste umfasst eine Fläche von 7.5 Quadratkilometern (vgl. Präsidialdepartement der Stadt Zürich 2005: 474–519). Ich gehe davon aus, dass diese Quartiereinheit grösser ist als das Gebiet, das die Interviewpartnerinnen im Alltagsverständnis als ihre Nachbarschaft definieren. Ein Quartier kann man sich deshalb als mehrere, sich überlappende Nachbarschaften vorstellen. Die Analyse nach Quartieren hat den Vorteil, dass fast alle Quartiere der Stadt mit über 20 Fällen in die Auswertung eingehen können. In sechs Quartieren im Stadtkreis 1 und 8 wurden keine Befragungen durchgeführt. Die Quartiere Weinegg und Werd schliesse ich aus der Analyse aus, weil dort nur zwei, respektive drei Personen befragt wurden. Weil die Stichprobe nach Schulhäusern gezogen wurde, repräsentiert sie die Quartierbevölkerung nicht korrekt. Je nach Standort und Einzugsgebiet des Schulhauses können einzelne Gebiete eines Quartiers über- oder unterrepräsentiert sein. Dies kann die Generalisierbarkeit der Resultate beeinträchtigen. Zudem wurde die Stichprobe so optimiert, dass die Schulhäuser ähnliche Stichprobengrössen aufweisen. Für die Quartiere schwanken die Stichprobengrössen hingegen beträchtlich (vgl. Anhang 3, Seite 98). Das stellt besondere Anforderungen an die verwendeten statistischen Methoden. In den Quartieren Alt-Wiedikon, Escher Wyss, Unterstrass, Oberstrass und Fluntern sind zwischen 10 und 19 Fälle verfügbar. Um ein möglichst vollständiges Bild der Stadt zu erhalten, behalte ich diese Quartiere trotzdem in der Untersuchung. In allen anderen Quartieren betragen die Fallzahlen mindestens 20. Insgesamt liegen für 26 Quartiere der Stadt Zürich Daten vor. Die Nettostichprobe beinhaltet 1218 Fälle.

3.3 Operationalisierung der abhängigen Variable

Als abhängige Variable untersuche ich soziale Kohäsion in der Nachbarschaft. Um soziale Kohäsion zu messen, sind zwei unterschiedliche Zugänge möglich: Entweder man fragt die Bewohner eines Wohngebietes, wie verbunden *sie* sich mit ihren Nachbarn fühlen oder man fragt sie danach, wie sie die Verbundenheit *der anderen Bewohner* in ihrer Nachbarschaft wahrnehmen (vgl. Hipp und Perrin 2006: 2505). In der *z-proso*-Studie wird der zweite Ansatz verfolgt. Die Befragten schätzten ihre Nachbarn auf einer 5-Punkt-Likert-Skala (von 1 „stimme überhaupt

nicht zu“ bis 5 „stimme sehr zu“) ein. Die vorgelegten Aussagen lauteten: „Die Leute in der Nachbarschaft helfen einander aus“, „Die Nachbarn sind eng miteinander verbunden“, „Den Leuten in dieser Nachbarschaft kann man vertrauen“, „Die Leute in der Nachbarschaft kommen im Allgemeinen schlecht miteinander aus“ und „Die Leute in dieser Nachbarschaft teilen dieselben Werte“. Die verwendete Skala stammt aus dem *Project on Human Development in Chicago Neighborhoods* (vgl. Sampson et al. 1997). Aus den Antworten auf die einzelnen Aussagen habe ich den Mittelwert berechnet. Das Item „Die Leute in der Nachbarschaft kommen im Allgemeinen schlecht miteinander aus“ wurde dazu umgepolt. Von der Gesamtskala wurde 1 subtrahiert, sie läuft also von 0 (schwache Kohäsion) bis 4 (starke Kohäsion). Die Reliabilität der Skala für soziale Kohäsion ist mit einem Cronbach's Alphawert von .762 hoch (vgl. Anhang 2, Seite 97). Wenn man das Item „Die Leute in dieser Nachbarschaft teilen dieselben Werte“ weglässt, erhöht sich der Alphawert auf .769. Weil der Unterschied sehr klein ist und gemeinsame Werte eine theoretisch wichtige Dimension von sozialer Kohäsion darstellen, habe ich das Item dennoch in der Skala behalten. Die Antworten auf die Frage nach gemeinsamen Werten der Nachbarn enthalten 8.3 % fehlende Werte. 7.0 % der Befragten antworteten auf diese Frage mit „weiss nicht“. Bei allen anderen Fragen liegt der Anteil der fehlenden Werte unter 5 %. Um möglichst viele Fälle zu erhalten, habe ich die Skala berechnet, wenn eine Befragte mindestens drei von fünf Fragen beantwortet hatte. In der Gesamtskala beträgt der Anteil der fehlenden Werte 1.9 %.

Für die Kontrollmessung von sozialer Kohäsion in der Bevölkerungsbefragung der Stadt Zürich wurde eine verkürzte Form der Skala verwendet. Sie umfasst nur drei Items „Die Leute in der Nachbarschaft helfen einander aus“, „Die Nachbarn sind eng miteinander verbunden“ und „Den Leuten in dieser Nachbarschaft kann man vertrauen“. Auch die verkürzte Skala ist reliabel mit einem Cronbach's Alphawert von .768. Für die Bevölkerungsbefragung erfasste man die Antworten auf einer 4-Punkt-Likert-Skala, in der *z-proso*-Studie verwendete man hingegen eine 5-Punkt-Likert-Skala. Die Resultate aus den zwei Messungen sind deshalb nicht direkt miteinander vergleichbar. Aus diesem Grund verzichte ich darauf, die deskriptiven Ergebnisse aus den beiden Befragungen im Detail miteinander zu vergleichen.

3.4 Operationalisierung der unabhängigen Variablen auf Quartierebene

Konzentration benachteiligter Bewohner

Um die Konzentration benachteiligter Bewohner in den Quartieren zu messen, berücksichtige ich den durchschnittlichen sozioökonomischen Status eines Stadtteils. Ich operationalisiere ihn über vier Variablen. Erstens berücksichtige ich den Anteil der Quartierbewohner, die laut Volkszählung einen unqualifizierten Beruf ausüben. Berechnet wird der Anteil der Quartierbewohner im Alter von 25 bis 65 Jahren, die der sozioprofessionellen Kategorie „ungelernte Arbeiter und Angestellte“ zugeordnet sind.³ Zweitens berechne ich den Anteil der Führungskräfte. Er umfasst die Kategorien „Selbständige mit Angestellten“, „Arbeitnehmer in Unternehmensleitung“ und „Arbeitnehmer im mittleren und unteren Kader“. Für die Berechnung dieser zwei Variablen werden Nichterwerbspersonen, Erwerbslose und nicht zuteilbare Personen ausgeschlossen. Drittens misst der Anteil Quartierbewohner im Alter von 25 bis 65 Jahren, die „obligatorische Schulbildung“ als höchste abgeschlossene Ausbildung angaben, das durchschnittliche Bildungsniveau. Als spezifischen Indikator für die Konzentration von benachteiligten Bewohnern in einem Quartier, benutze ich viertens den Anteil von erwerbslosen Personen in Prozent der erwerbstätigen Bevölkerung.

Ethnische und kulturelle Heterogenität

In der nordamerikanischen Forschung werden Quartiere in ihrer Zusammensetzung nach ethnischen Gruppen unterschieden. In Zürich scheint dies wenig sinnvoll, zeichnen sich Schweizer Städte doch weniger durch ethnische als vielmehr durch eine ausgeprägte kulturelle und sprachliche Heterogenität aus. Da die Sprache im alltäglichen Quartierleben eine wichtigere Rolle spielt als die Nationalität einer Person, berechne ich einen Index für die sprachliche Heterogenität von Quartieren. Als Grundlage dient die Angabe der Hauptsprache in der Volkszählung. Unterschieden werden die Sprachen Deutsch, Italienisch, Spanisch, Portugiesisch, Serbisch/Kroatisch, Albanisch, Türkisch und asiatische Sprachen. Alle anderen Sprachen sind in einer Residualkategorie zusammengefasst. Der *Ethnolinguistic Fractionalization Index (ELF)* berechnet sich über die Formel: $ELF = 1 - \sum x_1^2 + x_2^2 \dots + x_n^2$, wobei x der Anteil einer Sprachgruppe in einem Quartier und n die Zahl der Sprachgruppen ist. Der Index gibt an, wie gross

³ Bei allen aus der Volkszählung berechneten Variablen werden Personen berücksichtigt, die in Zürich arbeiten und hauptsächlich in der Stadt wohnen, aber nicht zwingend in Zürich steuerpflichtig sind. Bewohner von Spitälern und Gefängnissen wurden vor der Berechnung ausgeschlossen.

die Wahrscheinlichkeit ist, dass zwei zufällig aus einem Quartier ausgewählte Personen verschiedene Sprachen sprechen (vgl. Alesina et al. 2003: 158–159). Die Fragestellung zwingt zwei- oder mehrsprachige Personen dazu, sich für eine Hauptsprache zu entscheiden. Je nachdem für welche Sprache sich diese Personen entscheiden, kann die sprachliche Heterogenität in einem Quartier über- oder unterschätzt werden. Der Index für sprachliche Heterogenität scheint aber zuverlässig zu sein, er korreliert auf Quartierebene fast perfekt mit dem Ausländeranteil ($r = .989$, $p < .001$).

Familienanteil

Die Haushaltsstruktur der Quartiere messe ich über den Anteil von Personen, die in Einpersonenhaushalten leben und den Anteil von Personen, die in Haushalten mit Kindern leben. Um diese Variablen zu berechnen, berücksichtige ich nur Personen in Privathaushalten.

Stabilität der Bewohnerschaft

Die Stabilität der Bewohnerschaft eines Quartiers wird gemessen am Anteil der Bewohner, die seit mindestens fünf Jahren an der gleichen Adresse wohnen. Diese Masszahl überschätzt den Grad der Mobilität tendenziell, denn sie erfasst auch Umzüge innerhalb eines Quartiers.

Belastung mit disorder

Zu möglichen Beeinträchtigungen durch *disorder* im Quartier wurden den Auskunftspersonen in der Bevölkerungsbefragung folgende Problembereiche vorgelegt: „Jugendliche, die rumhängen“, „Verkauf und/oder Konsum von Drogen“, „Schmierereien und Graffiti“ und „Betrunkene“. Die Befragten beurteilten auf einer 4-Punkt-Likert-Skala, ob diese Aspekte in ihrem Quartier ein sehr grosses, ein ziemlich grosses, ein kleines oder gar kein Problem darstellen. Die Skala zu *disorder* im öffentlichen Raum stammt aus dem *Project on Human Development in Chicago Neighborhoods* (vgl. Inter-university Consortium for Political and Social Research 2008). Für die Verwendung in der Schweiz wurde sie leicht angepasst (vgl. Eisner et al. 2000). Die in Zürich benutzte Skala enthielt zusätzlich Fragen zu verkehrsbedingten Belastungen, die ich für meine Auswertungen nicht berücksichtige. Das Item „Abfall, der auf der Strasse liegt“ habe ich ausgeschlossen, weil es in einer Faktorenanalyse nicht eindeutig auf denselben Faktor lädt wie die anderen Items. Aus den Einschätzungen zu den einzelnen Problembereichen habe

ich den Mittelwert berechnet. Von Gesamtskala wurde 1 subtrahiert. Ein Indexwert von 0 bedeutet, dass der Befragte das erwähnte Problem in seinem Quartier nicht wahrnimmt, 3 besagt, dass er diesen Aspekt für ein sehr grosses Problem hält. Die Skala enthält 5.8 % fehlende Werte. Mit einem Cronbach's-Alphawert von .768 liefert sie zuverlässige Messergebnisse.

3.5 Operationalisierung der unabhängigen Variablen auf Individualebene

Wohndauer im Quartier

Im Rahmen der *z-proso*-Studie erfasste man mit einem *Event-history*-Kalender eine Wohnbiografie jedes Haushaltes. Sie umfasst den Zeitraum seit der Geburt des Zielkinds der Studie, also etwa sechs Jahre. Die Wohndauer berechnet sich als Zeitraum, während dem die befragte Person schon an der letzten erfassten Adresse wohnt. Die Daten wurden als Trimester erfasst und zur besseren Anschaulichkeit in Monate umgerechnet. Die Variable enthält 2.7 % fehlende Werte. Diese betreffen vorwiegend Fälle, in denen der Kalender nicht korrekt ausgefüllt wurde. Die Variable ist flachgipflig und linksschief verteilt ($M = 57.476$, $Mdn = 63.000$, $Skewness = -0.398$, $Kurtosis = -1.260$). Für den Einbezug in das Mehrebenenmodell wurde sie normalisiert, indem eine Konstante von 0.5 addiert und die Quadratwurzel genommen wurde. Die Anpassung der Verteilung ($M = 7.733$, $Mdn = 7.969$, $Skewness = -0.935$, $Kurtosis = -0.423$) an eine Normalverteilung verbessert sich dadurch.

Sozioökonomischer Status

Den sozioökonomischen Status einer Person operationalisiere ich über die Berufsposition anhand des *ISEI88*-Indexes. Der Index beruht auf einer international vergleichbaren Klassifikation der Berufe (*International Standard Classification of Occupations ISCO*) und misst die Berufsattribute, welche die Ausbildung einer Person in Einkommen umsetzen (vgl. Ganzeboom und Treiman 1996: 212). Die berechnete Variable beruht auf dem höchsten *ISEI88*-Indexwert im Haushalt der befragten Person. Ein Haushalt wird also als wirtschaftliche Einheit betrachtet. Dieses Vorgehen bietet sich an, da viele Frauen in der Stichprobe nicht berufstätig sind und für sie keine Berufsangabe erfasst wurde. Die Befragten gaben ihre aktuelle Berufsposition an. Deshalb fehlt die *ISEI88*-Angabe für alle Haushalte, in denen niemand erwerbstätig ist. Die Skala enthält aus diesem Grund 10.5 % fehlende Werte. Um wirtschaftliche Benachteiligung spezifisch zu erfassen, berechne ich zusätzlich eine dichotome Variable für finanzielle Probleme eines Haushaltes.

Als Personen mit finanziellen Problemen werden alle Befragten eingestuft, die angaben, dass ihr Haushalt im vergangenen Jahr finanzielle Unterstützung erhalten habe (Prämienverbilligung für die Krankenkasse, Ergänzungsleistungen oder Sozialhilfe). Als Befragte mit finanziellen Problemen gelten auch Personen, die im vorangehenden Jahr mindestens einmal Schwierigkeiten hatten, ihre Haushaltsrechnungen rechtzeitig zu bezahlen. Die Variable enthält 1.4 % fehlende Werte.

Migration

Um den Einfluss von Migration auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion zu untersuchen, unterscheidet sich zwischen Personen, die in der Schweiz geboren wurden und solchen, die im Ausland geboren wurden. Ich gehe davon aus, dass die Dauer der Anwesenheit in einer Umgebung die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft beeinflusst. Das Geburtsland dürfte deshalb ein besserer Indikator für ein Gefühl von Fremdheit sein als die Nationalität einer Person. Die Variable umfasst 0.6 % fehlende Werte.

Familienklima

Um das Familienklima zu erfassen, legte man den Befragten drei Aussagen über ihre Familie vor: „Wir sind eine glückliche Familie und mögen einander sehr“, „Als Familie sind wir eng miteinander verbunden und verbringen so viel Zeit zusammen wie möglich“ und „Wir haben häufig Streit in der Familie und sind oft aufeinander wütend“. Die Skala für das Familienklima stammt aus der Petersborough Studie (vgl. Wikström und Butterworth 2006). Die Befragten beurteilen das Klima in ihrer Familie auf einer 5-Punkt-Likert-Skala. Das Item „Wir haben häufig Streit in der Familie und sind oft aufeinander wütend“ wurde umgepolt. Die Reliabilitätsanalyse zeigt, dass dieses Item eine tiefe Korrelation mit der Gesamtskala aufweist. Für die Berechnung des Mittelwertes wurde es deshalb ausgeschlossen. Von der Gesamtskala wurde 1 subtrahiert. Sie läuft von 0 (tiefe Harmonie) bis 4 (hohe Harmonie). Die Reliabilität der verkürzten Skala ist mit einem Cronbach's Alpha-Wert von .674 gut. Sie enthält 0.2 % fehlende Werte.

Generalisiertes Vertrauen

Generalisiertes Vertrauen wurde in der *z-proso*-Studie mit der *Rosenberg Trust Scale* gemessen (vgl. Rosenberg 1956: 690). Diese Skala hatte ursprünglich fünf Items, in der Studie verwendete man die gängige 3-Item-Version (vgl. Newton 2007: 345–346). Sie misst die Zustimmung oder Ablehnung zu drei Aussagen:

„Ganz allgemein, würden Sie sagen, dass man den meisten Menschen vertrauen kann oder dass man im Umgang mit Menschen sehr vorsichtig sein muss?“, „Würden Sie sagen, dass die Menschen, mit denen Sie in Kontakt kommen, meistens hilfsbereit sind, oder dass sie meistens nur für sich selbst schauen?“ und „Denken Sie, dass die meisten Menschen, mit denen Sie in Kontakt kommen, versuchen Sie auszunützen, wenn sie die Gelegenheit haben, oder würden sie sich bemühen, fair zu sein?“. Das letzte Item wurde umgepolt. Die Reliabilität der Skala ist mit einem Cronbach's Alphawert von .591 knapp zufriedenstellend. Die Daten zum generalisierten Vertrauen wurden erst in der zweiten Befragungswelle der Studie, also etwa ein Jahr später als die übrigen Daten, erhoben. Da man in der psychologischen Forschung annimmt, dass generalisiertes Vertrauen ein relativ stabiles Persönlichkeitsmerkmal ist (vgl. Rotter 1971: 445; Koller 1997: 16), halte ich es für vergleichsweise unproblematisch, diese Variable als Prädiktor einzubeziehen. Aus der Analyse müssen jedoch alle Fälle ausgeschlossen werden, bei denen der Interviewpartner zwischen der ersten und der zweiten Befragungswelle gewechselt hat. Die Skala enthält deshalb 6.8 % fehlende Werte. Aus den drei Antworten wurde der Mittelwert berechnet, sofern ein Befragter mindestens zwei von drei Fragen beantwortet hatte. Die Skala läuft von 0 (niedriges generalisiertes Vertrauen) bis 1 (hohes generalisiertes Vertrauen).

Die Variablen Geschlecht und Alter berücksichtige ich in meinen Untersuchungen nicht, da die Stichprobe im Hinblick auf diese Merkmale relativ homogen ist (vgl. Seite 31).

3.6 Auswertungsstrategie und statistische Methoden

Bei der Auswertung der Daten gehe ich in mehreren Schritten vor. Ich beginne mit einer kurzen deskriptiven Analyse des Kohäsionsniveaus in der Stadt Zürich und in den einzelnen Quartieren. In einem nächsten Schritt überprüfe ich mit einer einfaktoriellen Varianzanalyse, ob sich die Quartiere in der Stadt Zürich im Niveau der sozialen Kohäsion in der Nachbarschaft unterscheiden. Mehrfache Paarvergleiche erlauben es mir zu entscheiden, zwischen welchen einzelnen Quartieren diese Unterschiede liegen. In einem dritten Schritt untersuche ich, welche Determinanten auf Quartierebene das durchschnittliche Ausmass von sozialer Kohäsion in einem Quartier beeinflussen. Dazu benutze ich ein lineares Regressionsmodell mit dem Quartiermittelwert von sozialer Kohäsion als abhängige Variable. Unabhängige Variablen in diesem Modell sind die strukturellen und

situativen Faktoren auf Quartierebene. In einem vierten Schritt betrachte ich, wie die individuellen und quartierbezogenen Einflüsse bei der Wahrnehmung von sozialer Kohäsion zusammenspielen. Zu diesem Zweck berechne ich ein lineares Mehrebenenmodell. Dieses Verfahren erlaubt es, Daten zu analysieren, in denen Individuen hierarchisch in Gruppen organisiert sind. Man kann damit einerseits Quartierdifferenzen unter Kontrolle der individuellen Eigenschaften der Quartierbewohner untersuchen. Andererseits ist es möglich, individuelle Einflussfaktoren unter Kontrolle der Quartiercharakteristika zu analysieren. Im Rahmen dieser Auswertungen prüfe ich auch, ob Interaktionseffekte zwischen unabhängigen Variablen vorliegen.

Für die statistischen Berechnungen benutze ich das Statistikprogramm SPSS (Version 13 für Macintosh). Die Analyse von Interaktionseffekten nehme ich mit dem Online-Werkzeug von Preacher et al. vor (vgl. Preacher et al. 2003; Preacher et al. 2006). Ich werde im nächsten Abschnitt auf die verwendeten Methoden der Varianzanalyse, der linearen Regression und der linearen Mehrebenenmodelle kurz eingehen.

Varianzanalyse (Analysis of Variance ANOVA)

Varianzanalytische Verfahren klären die Frage, ob die Ausprägungsgrade einer abhängigen Variable mit den Ausprägungsgraden einer unabhängigen Gruppierungsvariable in Zusammenhang stehen. Die unabhängigen Variablen werden Faktoren genannt. Berücksichtigt man nur einen Faktor und eine abhängige Variable, spricht man von einer univariaten, einfaktoriellen Varianzanalyse (vgl. Hirsig 2003b: 6.3, 6.12). Das Verfahren beruht auf einem Vergleich zweier Schätzwerte für die Varianz der abhängigen Variablen. Der erste Schätzwert berechnet sich aus der Varianz der Daten innerhalb einer Gruppe, beispielsweise einem Quartier. Dieser Schätzwert ist unabhängig vom Gruppierungsmerkmal. Er bezeichnet die zufällige Komponente oder Fehlerkomponente. Der zweite Schätzwert beruht auf der Varianz der Gruppenmittelwerte um den Gesamtmittelwert aller Daten. Er enthält die Unterschiede zwischen den Gruppen (Treatmentkomponente) und die zufällige Komponente. Unterscheiden sich diese zwei Schätzwerte, kann man davon ausgehen, dass die Stichproben aus verschiedenen Populationen stammen, und die Nullhypothese wird verworfen (vgl. Hirsig 2003b: 6.17; Tabachnick und Fidell 2007: 38). Um eine Varianzanalyse durchzuführen, müssen die Fehlerkomponenten in der Grundgesamtheit normalverteilt sein. Das bedeutet, dass die

abhängige Variable in der Population näherungsweise normalverteilt sein muss. Die Fehlerkomponente muss zudem vom Ausprägungsgrad der Gruppierungsvariablen unabhängig sein. Deshalb müssen die Varianzen in den einzelnen Gruppen gleich gross sein (vgl. Hirsig 2003b: 6.24).

Multiple lineare Regressionsmodelle

Multiple Regressionsanalysen erlauben es, die Beziehung zwischen einer abhängigen Variablen Y und mehreren unabhängigen Variablen X zu untersuchen. Sie haben die Form $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$. β_0 bezeichnet den Achsenabschnitt der Regressionsgeraden und β_i die Regressionskoeffizienten der einzelnen unabhängigen Variablen. ε ist der Fehlerterm. Mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) werden die Regressionskoeffizienten so berechnet, dass die quadrierten Abweichungen zwischen den beobachteten Y-Werten und den geschätzten Y'-Werten möglichst klein sind. Als Mass für die Anpassung dient der multiple Korrelationskoeffizient R, die *Pearson*-Korrelation zwischen den vorhergesagten und gemessenen Y-Werten. R^2 gibt entsprechend die Varianz in der abhängigen Variablen an, die durch die Regressionsgleichung aufgeklärt wird (vgl. Fahrmeir et al. 2003: 151–152, 492; Hirsig 2003a: 2.69; Tabachnick und Fidell 2007: 118). Die unstandardisierten Regressionskoeffizienten B zeigen, um wie viele Einheiten der Wert von Y steigt, wenn der Wert von X um eine Einheit erhöht wird, während alle anderen Variablen in der Gleichung konstant gehalten werden (vgl. Jaccard und Turrisi 2003: 8–9). Die standardisierten Regressionskoeffizienten β erlauben es, die relative Wichtigkeit von verschiedenen unabhängigen Variablen zu vergleichen. Das gesamte Regressionsmodell wird mit einem F-Test überprüft. Er testet die Nullhypothese, dass der multiple Korrelationskoeffizient R gleich Null ist. Die Signifikanz der einzelnen Koeffizienten wird mit t-Tests geprüft. Sie testen, wie viel jede unabhängige Variable zur Erklärung der Varianz in der abhängigen Variable beiträgt (vgl. Tabachnick und Fidell 2007: 147–148).

Auch die Berechnung von Regressionsmodellen ist an mathematische Voraussetzungen gebunden. So muss bei einer linearen Regression die Beziehung zwischen den unabhängigen und der abhängigen Variablen linear sein. Hohe Korrelationen zwischen unabhängigen Variablen (Multikollinearität) führen zu sehr hohen Standardfehlern der Regressionskoeffizienten. Die Regressionskoeffizienten können nicht mehr getestet und interpretiert werden. Perfekte Multikollinearität verunmöglicht die Berechnung eines Regressionsmodells. Die Abweichungen

zwischen den durch das Regressionsmodell geschätzten Werten und den beobachteten Werten für die abhängige Variable werden als Residuen bezeichnet. Die Residuen müssen normalverteilt sein. Zudem soll eine lineare Beziehung zwischen den geschätzten Werten der abhängigen Variable und den Residuen bestehen (Linearität). Die Varianz der Residuen um die geschätzten Werte muss für alle geschätzten Werte der abhängigen Variable konstant sein (Homoskedastizität) (vgl. Tabachnick und Fidell 2007: 124–125). Schätzt man ein Modell, in dem diese Bedingung verletzt ist, mit der Methode der kleinsten Quadrate (*OLS*), hat ein Teil der Regressionskoeffizienten zu grosse, ein anderer Teil zu kleine Standardfehler. Die Schätzung der Regressionskoeffizienten wird damit ineffizient und die Teststärke der Signifikanztests ist reduziert. Mit einer *Weighted-least-squares*-Regression (*WLS*) kann man die Verletzung der Homoskedastizitätsbedingung kompensieren. Die Fälle werden dazu unterschiedlich gewichtet: Fälle mit einer grösseren Varianz tragen weniger zur Schätzung der Regressionskoeffizienten bei (vgl. Garson o. J. b).

Lineare Mehrebenenmodelle (Hierarchical Linear Models)

Um Daten zu analysieren, bei denen Individuen in Gruppen geschachtelt sind, benutzt man Mehrebenenmodelle. Im vorliegenden Fall betrachte ich Individuen und Quartiere als zwei Ebenen eines hierarchischen Modells. Individuen bilden die erste, Quartiere die zweite Ebene. Lineare Regressionsmodelle verlangen, dass alle Beobachtungen unabhängig voneinander sind. Ist diese Bedingung verletzt, werden die Standardfehler der Regressionskoeffizienten unterschätzt und Effekte können signifikanter erscheinen als sie tatsächlich sind. Diesem Problem kann man mit einem Mehrebenen-Regressionsmodell begegnen, denn es setzt keine Unabhängigkeit der Beobachtungen voraus: Zwei Individuen, die im gleichen Quartier leben, dürfen sich ähnlicher sein, als zwei Individuen, die zufällig aus der Population ausgewählt wurden. Die Daten dürfen also eine Clusterung aufweisen (vgl. Browne und Rasbash 2004: 461). In einem Mehrebenenmodell können die Achsenabschnitte und/oder die Steigungen der Regressionsgeraden zwischen den Gruppen variieren. Unterscheiden sich die Gruppen nur im durchschnittlichen Wert der abhängigen Variablen, variieren lediglich die Achsenabschnitte. Die Steigung der Regressionsgeraden ist in allen Gruppen gleich. Man spricht in diesem Fall von einem *random intercept model*. Variiert auch die Steigung der Regressionsgeraden zwischen den Gruppen, spricht man von einem *random slopes model* (vgl. Snijders

und Bosker 1999: 67). Diese Variabilität wird modelliert, indem man die Achsenabschnitte und gegebenenfalls die Steigungen der Regressiongeraden für die einzelnen Gruppen auf der zweiten Ebene als zu erklärende Variablen behandelt (vgl. Tabachnick und Fidell 2007: 782). Unabhängige Variablen können auf der Individual- oder der Gruppenebene in das Modell eingeführt werden. Die Regressionsgleichung für ein *random intercept model* lautet:

$$Y_{ij} = \underbrace{\gamma_{00} + \gamma_{10}x_{1ij} + \dots + \gamma_{p0}x_{pij}}_{\text{fixed part}} + \underbrace{\gamma_{01}z_{1j} + \dots + \gamma_{0q}z_{qj}}_{\text{random part}} + R_{ij} + U_{0j}$$

Y_{ij} ist die abhängige Variable für das Individuum i im Quartier j . Erklärende Variablen auf Individualebene sind mit x , erklärende Variablen auf Quartierebene sind mit z bezeichnet. Die Regessionsparameter heissen γ_{h0} ($h = 1, \dots, p$) für die Individualebene und γ_{0h} ($h = 1, \dots, q$) für die Quartierebene. Sie bilden zusammen den fixen Teil (*fixed part*) der Gleichung. R_{ij} und U_{0j} sind die unerklärte Varianz im Modell. Sie stehen für den zufälligen Teil (*random part*) der Regressionsgleichung. R_{ij} bezeichnet die unerklärte Varianz auf Individual-, U_{0j} die unerklärte Varianz auf Gruppenebene. Die Regressionskoeffizienten werden wie in einer multiplen Regression interpretiert (vgl. Snijders und Bosker 1999: 51). Um ein Mehrebenenmodell zu berechnen, geht man in der Regel in drei Schritten vor. In einem ersten Schritt schätzt man ein leeres Modell. Dieses Nullmodell enthält keine erklärenden Variablen, sondern nur zufällige Gruppen und zufällige Varianz zwischen diesen Gruppen (vgl. Snijders und Bosker 1999: 45). Anhand dieses Modells kann man feststellen, welcher Anteil der Varianz auf Gruppenebene liegt. Zu diesem Zweck berechnet man den *Intraclass-Korrelationskoeffizient* (*Intraclass Correlation Coefficient ICC*). Der ICC ergibt sich als Verhältnis der Varianz zwischen den Gruppen zur totalen Varianz. In einem zweiten Schritt berechnet man das konditionale Modell. Es enthält nur erklärende Variablen auf Individual-ebene und kontrolliert, wie die Zusammensetzung der Gruppen die abhängige Variable beeinflusst. In einem dritten Schritt versucht man, die verbleibende Varianz durch kollektive Eigenschaften der Gruppe zu erklären. Dazu bezieht man erklärende Variablen auf der zweiten Ebene ein (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 474). Um ein Mehrebenenmodell zu schätzen, wird in der Regel eine *Maximum-likelihood*-Schätzung verwendet. Diese Schätzmethode ist relativ robust. Um Modelle mit verschiedenen unabhängigen Variablen zu vergleichen,

benütze ich die *Full-maximum-likelihood*-Schätzung.⁴ Die Signifikanz der einzelnen Parameter wird mit dem *Wald*-Test überprüft (vgl. Hox 2002: 42). Die *deviance* gibt die Modellanpassung an. Sie berechnet sich als $-2 \times \ln(\text{likelihood})$. Je kleiner diese Masszahl, desto besser ist das Modell. Die *deviance* kann nicht direkt interpretiert werden. Es ist jedoch möglich, die Modellgüte zwischen zwei Modellen zu vergleichen, indem man die Differenz der *Deviance*-Werte ausrechnet. Diese Differenz folgt einer *Chi*-Quadrat-Verteilung (vgl. Snijders und Bosker 1999: 88–89). Der Anteil an erklärter Varianz kann in einem Mehrebenenmodell nicht direkt berechnet werden. Indem man die Reduktion der Zufallsvarianz auf den einzelnen Ebenen gegenüber dem Nullmodell berechnet, erhält man aber einen angenäherten R^2 -Wert. Die Formel für die zweite Ebene lautet: $(U_{0jA} - U_{0jB}) / U_{0jA}$, wobei U_{0j} für die unerklärte Varianz auf Gruppenebene, A für das Nullmodell und B für das zu vergleichende Modell steht. Für die Individualebene rechnet man entsprechend $(R_{ijA} - R_{ijB}) / R_{ijA}$. Diese Berechnungsweise der erklärten Varianz ist intuitiv einleuchtend, bringt aber statistische Probleme mit sich. So kann das angenäherte R^2 negative Werte annehmen. Für *Random-intercept*-Modelle existieren deshalb korrigierte Formeln, um die erklärte Varianz auf den verschiedenen Ebenen zu berechnen (vgl. Hox 2002: 68). Für die Berechnung von R^2 auf Gruppenebene wird zusätzlich die Gruppengrösse berücksichtigt (vgl. Snijders und Bosker 1999: 103; Hox 2002: 68–69). Für Modell B im Vergleich zum Nullmodell A lautet die Formel: $1 - ((R_{ijB} / n + U_{0jB}) / (R_{ijA} / n + U_{0jA}))$, wobei n für die durchschnittliche Gruppengrösse steht. Um die erklärte Varianz auf Individualebene zu berechnen, berücksichtigt die korrigierte Formel die Summe der verbleibenden Varianzen auf *Level 1* und *Level 2* (vgl. Snijders und Bosker 1999: 102–103). Die entsprechende Formel lautet $1 - (R_{ijB} + U_{0jB}) / (R_{ijA} + U_{0jA})$. Der angenäherte und der korrigierte R^2 -Wert differieren, weil der angenäherte R^2 -Wert den erklärten Anteil an der *Level-1*-Varianz angibt, während der korrigierte Wert den erklärten Anteil an der Gesamtvarianz berechnet (vgl. Hox 2002: 70). Im Rahmen von Mehrebenenmodellen kann man auch Interaktionseffekte untersuchen. Von einem Interaktionseffekt spricht man, wenn der Effekt einer unabhängigen Variable auf die abhängige Variable vom Wert einer dritten Variable, dem Moderator,

⁴ Die *Restricted-Maximum-Likelihood*-Schätzung (RML) berücksichtigt die Freiheitsgrade, die verloren gehen, wenn man die fixen Effekte schätzt. Sie liefert bessere Schätzungen, vor allem bei einer kleinen Zahl von Gruppen (vgl. Snijders und Bosker 1999: 56). Sie erlaubt es aber nicht, die Anpassung von Modellen mit verschiedenen fixen Teilen miteinander zu vergleichen. Mit der *Full-Maximum-Likelihood*-Schätzung (FML) ist das möglich. In der Praxis liefern die beiden Schätzmethoden sehr ähnliche Resultate (vgl. Hox 2002: 37–38).

abhängt. Um einen Interaktionseffekt nachzuweisen, muss man den Effekt der unabhängigen Variable bei verschiedenen Werten der Moderatorvariable explizit vergleichen (vgl. Jaccard und Turrisi 2003: 3–6). Interaktionen können zwischen unabhängigen Variablen auf einer Ebene oder ebenenübergreifend vorliegen. In diesem Fall liegt ein *Cross-level-interaction*-Effekt vor (vgl. Tabachnick und Fidell 2007: 785).

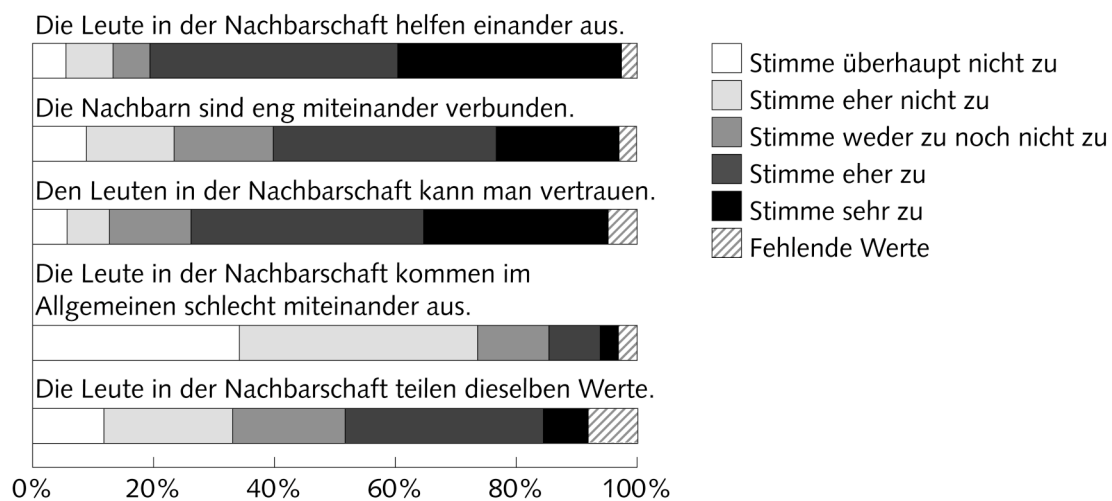
Die Voraussetzungen um ein lineares Regressionsmodell zu berechnen, gelten auch für Mehrebenenmodelle. Die Beziehung zwischen den unabhängigen und der abhängigen Variable muss linear sein und die Residuen müssen linear und normalverteilt sein (vgl. Hox 2002: ; Tabachnick und Fidell 2007: 787). Da mehrere Gleichungen auf mehreren Ebenen gleichzeitig geschätzt werden, ist Multikollinearität ein schwerwiegenderes Problem als in der einfachen linearen Regression. Die unabhängigen Variablen sollten deshalb untereinander möglichst nicht korrelieren (vgl. Tabachnick und Fidell 2007: 786). In Mehrebenenmodellen wird eine grosse Anzahl von Parametern gleichzeitig geschätzt. Dazu braucht es grosse Stichproben. Um Effekte auf höheren Ebenen zu schätzen, ist die Zahl der Gruppen wichtiger als die Grösse der Gesamtstichprobe. Einige Autoren empfehlen deshalb mindestens 100 Gruppen. Interessieren vor allem fixe Effekte, genügen auch weniger. Hox gibt als Daumenregel 30 Gruppen mit je 30 Fällen an. In Mehrebenenmodellen mit 30 Gruppen ist der tatsächliche Alphalevel leicht erhöht (vgl. Hox 2002: 173–175). Variable Gruppengrößen bereiten in Mehrebenenanalysen hingegen keine Probleme (vgl. Snijders und Bosker 1999: 52).

4. Ergebnisse

4.1 Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft in Zürcher Quartieren

Eine deskriptive Auswertung der *z-proso*-Daten zeigt, dass Eltern in der Stadt Zürich ihre Nachbarschaft als kohäsiv einschätzen. Der Mittelwert auf dem Index zur Wahrnehmung von sozialer Kohäsion liegt bei 2.66, auf einer Skala von 0 bis 4. Nimmt man die Kategorien „stimme eher zu“ und „stimme sehr zu“ zusammen, sind 80.1 % der Befragten der Ansicht, dass ihre Nachbarn hilfsbereit seien. 58.9 % halten ihre Nachbarn für eng verbunden und 72.4 % finden, den Leuten in ihrer Nachbarschaft könne man vertrauen. Die Ansicht, dass die Leute in ihrer Nachbarschaft im Allgemeinen schlecht miteinander auskämen, teilen nur 11.8 % der Befragten. 43.8 % finden, die Leute in ihrer Nachbarschaft teilten dieselben Werte. Grafik 3 zeigt die Häufigkeit der einzelnen Antwortkategorien (vgl. Anhang 1, Seite 95).

Grafik 3: Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft in der Stadt Zürich

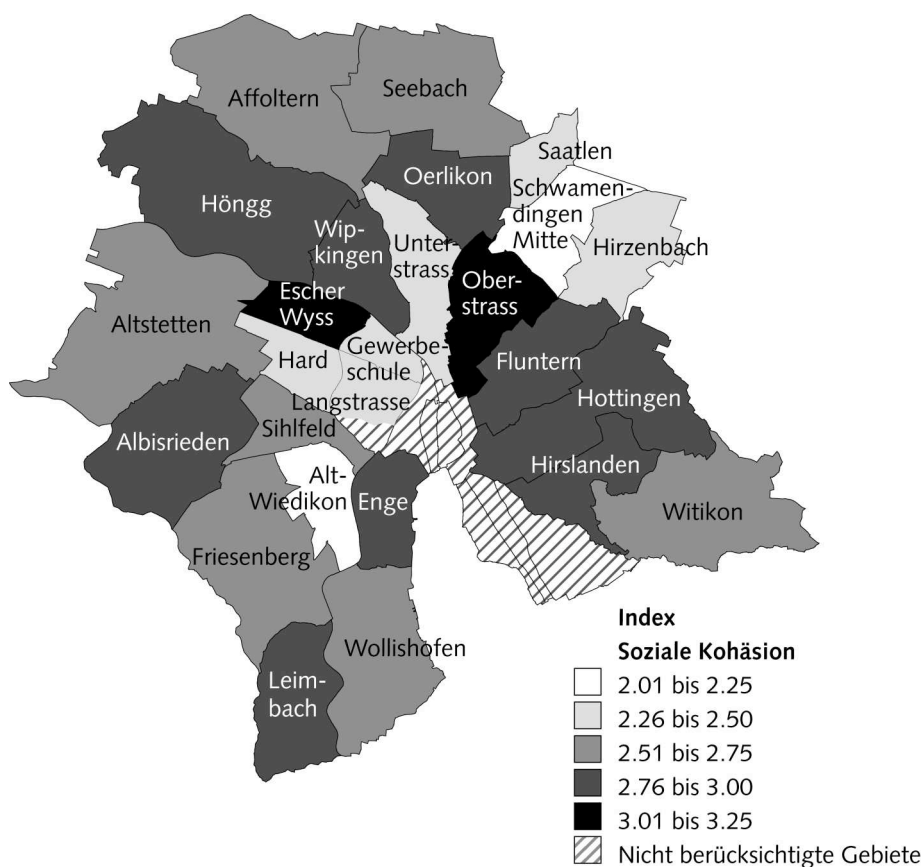


Häufigkeit der Antwortkategorien inkl. fehlende Werte. $N = 1218$

Die einzelnen Stadtquartiere unterscheiden sich nicht stark, wenn man den Gesamtindex für soziale Kohäsion vergleicht (vgl. Anhang 3, Seite 98). Die stärkste Kohäsion weisen die Quartiere Oberstrass mit einem Indexwert von 3.14, Escher Wyss mit 3.06 und Hirslanden mit 3.00 auf. Die tiefsten Werte auf dem Index für soziale Kohäsion verzeichnen Schwamendingen Mitte mit 2.14 und Alt-Wiedikon mit 2.18. Auch im Langstrassen- und im Hardquartier sind die Kohäsionswerte mit 2.35 und 2.36 vergleichsweise tief. Betrachtet man die Antworten auf einzelne Fragen, sind ausgeprägtere Quartierunterschiede zu erkennen.

So sind im Escher-Wyss-Quartier 77.0 % der Befragten der Meinung, dass die Nachbarn eng verbunden seien. In Schwamendingen Mitte teilen nur 28.6 % diese Ansicht. Während im Escher-Wyss-Quartier lediglich 8.4 % der Befragten denken, dass man ihren Nachbarn nicht vertrauen könne, sind es in Schwamendingen Mitte 41.6 %. Eine Kartendarstellung der Kohäsionswerte zeigt auf, dass die Quartiere mit einer mittleren bis hohen sozialen Kohäsion einen Ring um die Innenstadt bilden. Wenig kohäsive Quartiere befinden sich vorwiegend in der Innenstadt und am nordöstlichen Stadtrand. Drei Quartiere stören dieses Bild: In Unterstrass und Alt-Wiedikon sind die Kohäsionswerte niedriger als in den benachbarten Quartieren. In beiden Quartieren beruhen die Werte auf kleinen Fallzahlen, es wurden nur 12 bzw. 10 Personen befragt. Die Ergebnisse sind entsprechend vorsichtig zu interpretieren. Dies gilt auch für das eher kohäsive Escher-Wyss-Quartier, wo die Daten auf 13 Fällen beruhen.

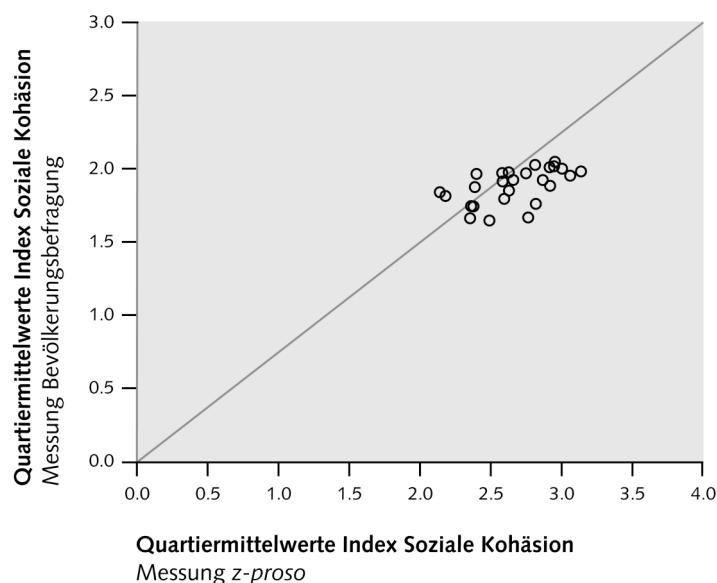
Grafik 4: Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft in Zürcher Quartieren



Mittelwerte Index Soziale Kohäsion nach Quartier. N = 1195.

In der Bevölkerungsbefragung 2005 der Stadt Zürich hat man Kohäsion bei einer allgemeinen Bevölkerungstichprobe gemessen. Die absoluten Werte dieser Messungen sind nicht direkt vergleichbar, weil in der Bevölkerungsbefragung eine andere Skalierung gewählt wurde. Ausserdem verwendete man eine verkürzte Form der Skala (vgl. Seite 35). Bivariate Korrelationskoeffizienten geben die Stärke des linearen Zusammenhanges zweier Variablen an. Die Korrelation zwischen den beiden Kohäsionsmessungen beträgt $r = .544$ ($p < .01$).

Grafik 5: Quartiermittelwerte des Indexes Soziale Kohäsion in der Bevölkerungsbefragung und in der z-proso-Studie



Grafik 5 stellt die Quartiermittelwerte von sozialer Kohäsion aus den beiden Messungen auf einem Scatterplot dar. Im Falle einer perfekten Übereinstimmung der beiden Messungen würden die Punkte für alle Quartiere auf der diagonalen Linie ($r = 1$) liegen. Nennenswerte Abweichungen gibt es in den Quartieren Oberstrass, Escher Wyss, Enge und Oerlikon. In diesen Quartieren wird die Kohäsion in der *z-proso*-Studie höher eingeschätzt. Die Messungen in den Quartieren Oberstrass und Escher Wyss beruhen in den *z-proso*-Daten auf kleinen Fallzahlen. Dasselbe gilt für das Quartier Enge in der Bevölkerungsbefragung. Woher die Abweichung im Falle von Oerlikon stammt, ist unklar. Dies gilt auch für Schwamendingen Mitte. In diesem Quartier bewerten die Eltern aus der *z-proso*-Studie die Kohäsion schwächer als die Interviewpartner in der Bevölkerungsbefragung. Grundsätzlich stimmen die beiden Messungen für soziale Kohäsion aber recht gut überein.

4.2 Unterschiede im Niveau der sozialen Kohäsion zwischen Quartieren

Mit einer univariaten, einfaktoriellen Varianzanalyse untersuche ich, ob die Unterschiede im Grad der sozialen Kohäsion zwischen den Zürcher Quartieren statistisch signifikant sind. Unabhängige Variable ist das Quartier, abhängige Variable der Gesamtindex Soziale Kohäsion. Die Nullhypothese besagt, dass sich die Quartiermittelwerte in der Population, aus der die Stichprobe stammt, nicht voneinander unterscheiden. Voraussetzung für die Durchführung einer Varianzanalyse ist, dass die abhängige Variable normalverteilt ist, und die Varianzen in den einzelnen Gruppen gleich gross sind. In meinen Daten ist die abhängige Variable nicht normalverteilt, sondern linksschief ($M = 2.665$, $Mdn = 2.800$, $Skewness = -0.730$, $Kurtosis = 0.311$). Der *Kolmogorow-Smirnov*-Test ist signifikant mit $D(1195) = 0.111$ und $p < .001$. Die Nullhypothese, dass die Verteilung der Variablen zufällig von einer Normalverteilung abweicht, muss also verworfen werden. Ein Normal-Quantil-Plot, der den Quantilen der Häufigkeitsverteilung der beobachteten Werte die Quantile einer Normalverteilung gegenüberstellt (vgl. Fahrmeir et al. 2003: 94), zeigt allerdings, dass die Abweichung von der Normalverteilung gering ist. Die Varianzen sind nicht in allen Quartieren gleich gross. Der *Levene*-Test ergibt $F(25, 1169) = 2.257$ und $p < .001$. Die Nullhypothese, die Varianzen in den Quartieren seien homogen, muss also verworfen werden. Beide Voraussetzungen der Varianzanalyse sind also in meinen Daten verletzt. Das Verfahren ist gegenüber der Verletzung seiner Voraussetzungen aber relativ robust. Die Gültigkeit des *F*-Testes ist erst problematisch, wenn ungleich grosse Stichproben und heterogene Varianzen mit kleinen Stichprobenumfängen von $n < 10$ zusammentreffen (vgl. Bortz 1999: 276). In meiner Analyse habe ich Quartiere mit weniger als zehn Fällen ausgeschlossen.

Zwischen den Zürcher Quartieren bestehen statistisch signifikante Unterschiede im Niveau von sozialer Kohäsion. Der *F*-Test ist signifikant mit $F(25, 1169) = 3.294$ und $p < .001$. Die Nullhypothese, die Stichproben stammen aus Quartieren mit gleichem Mittelwert von sozialer Kohäsion, muss verworfen werden. Da ich ungleiche Stichprobengrößen habe, überprüfe ich die Quartierunterschiede zusätzlich mit dem nicht-parametrischen *Kruskal-Wallis*-Test. Er ergibt das gleiche Resultat ($\chi^2(25, N = 1195) = 88.224$, $p < .001$). Das bedeutet, dass zwischen mindestens zwei der untersuchten Quartiere eine Differenz im Kohäsionsniveau besteht.

Mehrfache Paarvergleiche der Quartiermittelwerte

Mit Einzelvergleichen kann man feststellen, zwischen welchen Quartieren signifikante Unterschiede im Niveau der sozialen Kohäsion bestehen. Da ich keine Hypothese dafür formulieren kann, wo ich Unterschiede erwarte, muss ich explorativ alle möglichen Einzelvergleiche durchführen. Bei dieser grossen Zahl an Vergleichen steigt die Wahrscheinlichkeit, dass einer der Einzelvergleiche irrtümlicherweise ein signifikantes Resultat ergibt (Typ-I-Fehler). *Post-hoc*-Tests passen deshalb die Irrtumswahrscheinlichkeit der einzelnen Vergleiche mit rechnerischen Verfahren an die Zahl der durchgeführten Vergleiche an. So wird die Wahrscheinlichkeit, dass einer der durchgeführten Einzelvergleiche ein signifikantes Resultat ergibt, an die Irrtumswahrscheinlichkeit der ganzen Untersuchung angepasst (vgl. Hirsig 2003b: 6.93, 6.111). Die meisten *Post-hoc*-Tests setzen homogene Varianzen in den einzelnen Gruppen voraus. Da diese Voraussetzung in meinen Daten verletzt ist, benutze ich den *Games-Howell*-Test. Dieser Test ist geeignet für gruppierte Daten mit ungleichen Varianzen, ungleichen Stichprobengrössen und $n > 6$ und er ist robust gegenüber Abweichungen von der Normalverteilung (vgl. Toothaker 1993: 62–63). Von den 325 durchgeführten Paarvergleichen sind 13 Vergleiche auf 5%-Niveau signifikant (vgl. Anhang 4, Seite 99). Das entspricht 4 % aller durchgeführten Vergleiche. Die Unterschiede im Kohäsionsniveau zwischen den Quartieren sind in Zürich also nicht sehr ausgeprägt. Auffällig ist vor allem das sehr kohäsive Quartier Oberstrass, das eine signifikante Mittelwertdifferenz zu den Quartieren Alt-Wiedikon, Hard, Unterstrass, Saatlen, Schwamendingen Mitte und Hirzenbach aufweist. Hirslanden hat ein signifikant höheres Kohäsionsniveau als die Quartiere Alt-Wiedikon, Saatlen, Schwamendingen Mitte und Hirzenbach. Auch in Hottingen ist die soziale Kohäsion stärker als Saatlen, Schwamendingen Mitte und Hirzenbach.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass zwischen den Zürcher Quartieren signifikante Unterschiede im Niveau der sozialen Kohäsion in der Nachbarschaft bestehen. Die paarweisen Vergleiche zeigen aber, dass diese Unterschiede eher klein sind. Die unterschiedlichen Kohäsionseinschätzungen lassen sich eher auf der individuellen Ebene als auf der Quartierebene erklären.

4.3 Quartiercharakteristika und soziale Kohäsion in der Nachbarschaft

Im theoretischen Teil habe ich die Hypothesen aufgestellt, dass die Stabilität der Bewohnerschaft und der Familienanteil in einem Quartier die soziale Kohäsion in einer Nachbarschaft positiv beeinflussen. Die Konzentration von benachteiligten Bewohnern und eine ausgeprägte kulturelle Heterogenität der Quartierbevölkerung dürften dagegen die soziale Kohäsion verringern. Auch in Quartieren, die mit *disorder* belastet sind, erwarte ich eine tiefere Kohäsion. In einem nächsten Schritt betrachte ich die bivariaten Korrelationskoeffizienten zwischen den Quartiereigenschaften und der abhängigen Variable.

Tabelle 2: Bivariate Korrelationen zwischen dem Index Soziale Kohäsion und Strukturmerkmalen der Quartiere

	Index Soziale Kohäsion	Anteil unqualifizierte Arbeitnehmer	Anteil Arbeitnehmer in Führungspositionen	Anteil mit obligatorischer Schulbildung	Anteil Erwerbslose	ELF Index für sprachliche Heterogenität	Anteil Personen in Einpersonenhaushalten	Anteil Personen in Haushalten mit Kindern	Anteil mit gleicher Adresse vor 5 Jahren	Belastung des Quartiers mit <i>disorder</i>
Index Soziale Kohäsion	–	–.635 (.000)	.594 (.001)	–.623 (.001)	–.687 (.000)	–.595 (.001)	.044 (.829)	–.116 (.574)	–.129 (.528)	–.484 (.012)
Anteil unqualifizierte Arbeitnehmer		–	–.967 (.000)	.986 (.000)	.918 (.000)	.813 (.000)	–.358 (.072)	.459 (.018)	.251 (.217)	.661 (.000)
Anteil Arbeitnehmer in Führungspositionen			–	–.976 (.000)	–.911 (.000)	–.789 (.000)	.310 (.123)	–.418 (.033)	–.192 (.349)	–.654 (.000)
Anteil mit obligatorischer Schulbildung				–	.905 (.000)	.759 (.000)	–.386 (.052)	.490 (.011)	.303 (.132)	.640 (.000)
Anteil Erwerbslose					–	.917 (.000)	–.029 (.887)	.141 (.492)	–.001 (.997)	.763 (.000)
ELF Index für sprachliche Heterogenität						–	.157 (.443)	–.058 (.778)	–.284 (.159)	.773 (.000)
Anteil Personen in Einpersonenhaushalten							–	–.954 (.000)	–.780 (.000)	.037 (.859)
Anteil Personen in Haushalten mit Kindern								–	.782 (.000)	.003 (.987)
Anteil mit gleicher Adresse vor 5 Jahren									–	–.270 (.182)
Belastung des Quartiers mit <i>disorder</i>										–

Pearsons Korrelationskoeffizienten. Signifikanz (zweiseitig) in Klammern. Signifikante Korrelationskoeffizienten mit $p < .05$ fett. $N = 26$.

Aus der Korrelationsmatrix in Tabelle 2 (vgl. Seite 52) geht hervor, dass der Index Soziale Kohäsion hoch mit Merkmalen der Sozialstruktur und mit dem Index für sprachliche Heterogenität in einem Quartier korreliert. Etwas weniger ausgeprägt ist die negative Korrelation zwischen der Belastung eines Quartiers mit *disorder* und sozialer Kohäsion. Die Richtungen der Korrelationen entsprechen den Hypothesen. Soziale Kohäsion scheint hingegen keinen Zusammenhang mit der Haushaltsstruktur in einem Quartier oder der Stabilität der Quartierbevölkerung zu haben. Die sozialstrukturellen Merkmale der Quartiere korrelieren auch untereinander hoch. Ich verdichte sie deshalb mit einer Faktorenanalyse.

Hauptkomponentenanalyse der Quartierstrukturvariablen

Faktorenanalysen reduzieren eine Zahl von Variablen auf wenige Faktoren, welche die Beziehungsstruktur der zugrundeliegenden Variablen erklären können. Eine Faktorenanalyse ist also ein datenreduzierendes Verfahren (vgl. Hirsig 2003b: 11.2–11.3). Sie wird hier explorativ angewandt, da ich vorab keine Hypothesen über die Struktur der Zusammenhänge zwischen den Variablen formuliert habe. Damit sich die Faktoren gut in einem Regressionsmodell verwenden lassen, benutze ich eine Hauptkomponentenanalyse. Diese Technik extrahiert die Faktoren so, dass sie rechtwinklig aufeinander stehen und nicht miteinander korrelieren. Die Belastung der Quartiere mit *disorder* beziehe ich aus inhaltlichen und statistischen Gründen nicht in die Faktorenanalyse ein. Erstens handelt es sich dabei nicht um ein Merkmal der Sozialstruktur. Zweitens stammen die Daten darüber aus einer anderen Erhebung und Daten aus verschiedenen Stichproben können in Faktorenanalysen problematisch sein (vgl. Tabachnick und Fidell 2007: 612). Die *Varimax*-Rotationstechnik maximiert die Varianz der Ladungen auf jeden Faktor und erleichtert so die Interpretation der Faktoren. Die Anwendung einer Hauptkomponentenanalyse um Variablen zusammenzufassen, ist nicht an eine Normalverteilung gebunden. Die Zahl der Fälle sollte jedoch möglichst hoch sein (vgl. Tabachnick und Fidell 2007: 609–613, 635–639). Da ich die Analyse auf Quartierebene mit nur 26 Fällen durchführe, könnte dieser Punkt problematisch sein. Die acht Sozialstrukturvariablen korrelieren teilweise hoch miteinander. Sie sind deshalb gut für eine Hauptkomponentenanalyse geeignet. Das KMO-Kriterium (*Kaiser's measure of sampling adequacy*) beträgt .78. Stichproben mit Werten über .60 sind für Faktorenanalysen verwendbar (vgl. Tabachnick und Fidell 2007: 614).

Tabelle 3: Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse mit Varimax-Rotation

	Faktor 1	Faktor 2
Anteil Erwerbslose	.982	
Anteil unqualifizierte Arbeitnehmer	.954	
Anteil Arbeitnehmer in Führungspositionen	-.950	
Anteil Personen mit obligatorischer Schulbildung	.936	.329
Sprachliche Heterogenität	.933	
Anteil Personen in Einpersonenhaushalten		-.959
Anteil Personen in Haushalten mit Kindern		.949
Anteil Haushalte mit gleicher Adresse vor 5 Jahren		.909
Erklärte Varianz	57.1%	37.2%

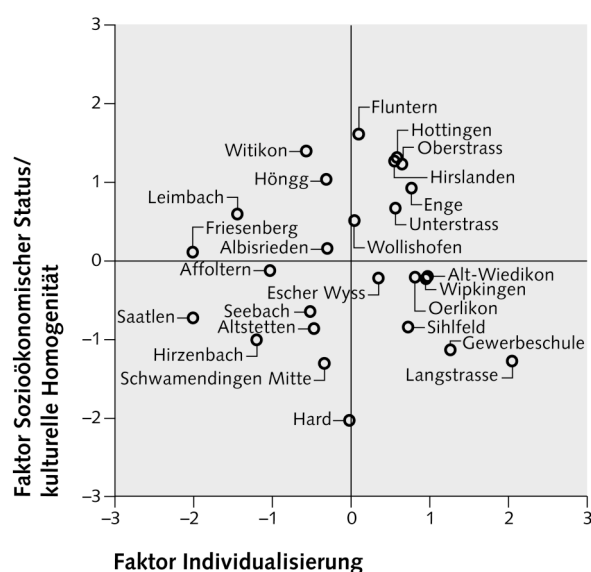
Nur Ladungen > .3 dargestellt. N = 26.

Die Resultate der Hauptkomponentenanalyse in Tabelle 3 zeigen, dass sich die Sozialstruktur der Zürcher Quartiere anhand von zwei Faktoren mit einem Eigenwert > 1 beschreiben lässt (vgl. Anhang 6, Seite 101). Sie erklären zusammen 94.3 % der beobachteten Varianz. Ein erster Faktor lässt sich als sozioökonomischer Status und kulturelle Homogenität interpretieren. Auf diesen Faktor laden alle sozioökonomischen Indikatoren und die sprachliche Heterogenität im Quartier. Es zeigt sich also, dass sich die Segregation der Bevölkerung nach sozioökonomischem Status und nach Herkunft auch in der Stadt Zürich stark überlagern. Der zweite Faktor beschreibt das Ausmass der Individualisierung von Quartieren. Auf diesen Faktor laden die Haushaltsstrukturvariablen und die Stabilität der Quartierbevölkerung. Die Ladungen der Einzelvariablen auf die Faktoren entsprechen der Korrelation zwischen der einzelnen Variable und dem Faktor. Sie sind mit > 0.9 bzw. < -0.9 sehr hoch. Die Faktoren beschreiben die Datenstruktur der Variablen damit gut.

Die Ausprägungsgrade der einzelnen Quartiere bezüglich der ermittelten Faktoren habe ich als Faktorwerte gespeichert. Die Faktorwerte wurden mit -1 multipliziert, um eine sinnvolle Skala zu erhalten. Grafik 6 (vgl. Seite 55) zeigt die Position der einzelnen Zürcher Quartiere auf den Faktoren Individualisierung und sozioökonomischer Status/kulturelle Homogenität. In der linken Hälfte des Koordinatensystems finden sich eher familienorientierte Quartiere. Sie zeichnen sich aus durch einen vergleichsweise hohen Familienanteil, einen tiefen Anteil an Einpersonenhaushalten und eine stabile Wohnbevölkerung. In der rechten Hälfte sind Quar-

tiere mit eher individualisierter Haushaltsstruktur angesiedelt. Die Quartiere mit durchschnittlich hohem sozioökonomischen Status und homogener Bevölkerung befinden sich in der oberen Hälfte der Grafik, die Quartiere mit durchschnittlich tiefem sozioökonomischen Status und heterogener Bevölkerung in der unteren Hälfte.

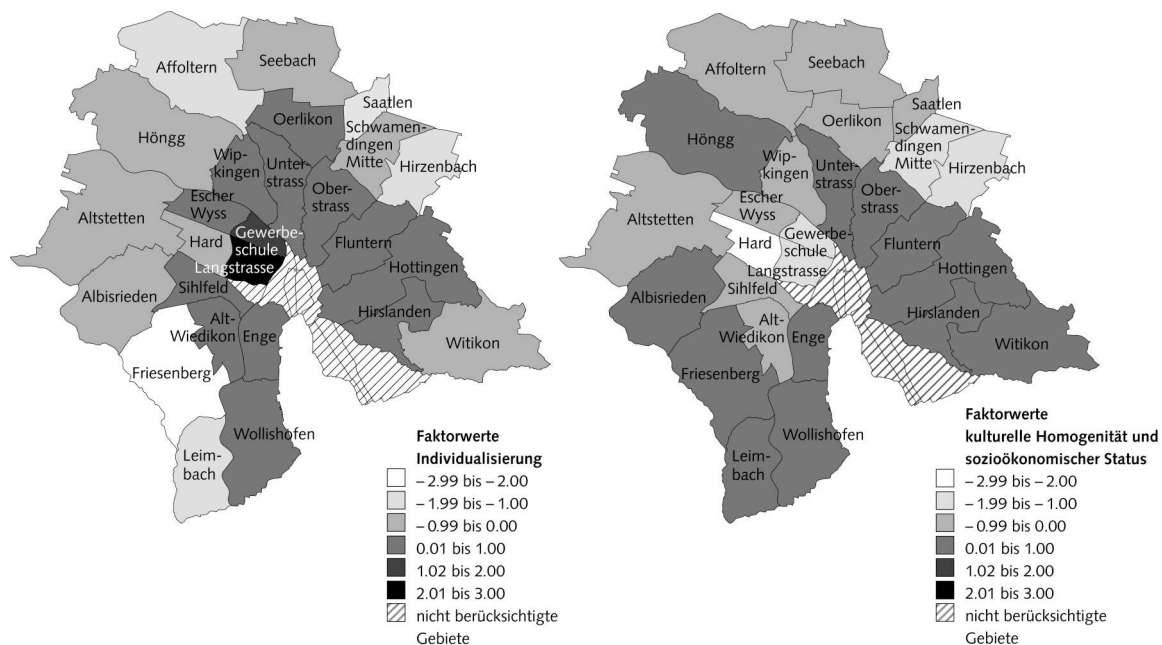
Grafik 6: Zürcher Quartiere auf den Dimensionen Individualisierung und sozioökonomischer Status/kulturelle Homogenität



In Grafik 7 (vgl. Seite 56) sind die Faktorwerte auf den Dimensionen Individualisierung und sozioökonomischer Status/kulturelle Homogenität in den einzelnen Quartieren dargestellt. Ein Blick auf diese Karten bestätigt, dass es sich bei den zwei Faktoren um verschiedene Dimensionen der Sozialstruktur von Quartieren handelt. Die Individualisierungskarte zeigt ein Zentrum-Peripherie-Muster. Die individualisierten Quartiere befinden sich in der Innenstadt und in den angrenzenden Quartieren. Die wenig individualisierten Quartiere mit hohem Familienanteil bilden einen Ring um die Stadt. Mit ihrem Anschluss an Grünraum kommen diese Quartiere den Wohnbedürfnissen von Familien mit Kindern entgegen. Die Karte mit der Dimension sozioökonomischer Status/kulturelle Homogenität zeigt ein anderes Muster. Auf dieser Karte verlaufen zwei Ketten von eher homogenen Quartieren mit hohem sozioökonomischen Status quer durch die Stadt. Die eine erstreckt sich entlang des Üetliberges von Albisrieden bis Leimbach und umfasst auch die Seequartiere Enge und Wollishofen. Eine zweite Kette verläuft am Hang von Högger- und Zürichberg von Höngg bis Witikon. Sie wird durchbrochen

vom Quartier Wipkingen, dessen Bevölkerung heterogener und sozioökonomisch schlechter gestellt ist. Dies lässt sich erklären mit einem hohen Anteil an belasteten Wohnlagen in diesem Quartier, die sich entlang der stark befahrenen Westtangente befinden. Den Verlauf dieser Durchgangsachse kann man gegen Süden bis ins Quartier Alt-Wiedikon verfolgen. Weitere Quartiere mit tiefem sozioökonomischen Status und ausgeprägter Heterogenität liegen in der westlichen Innenstadt und im Nordosten von Zürich.

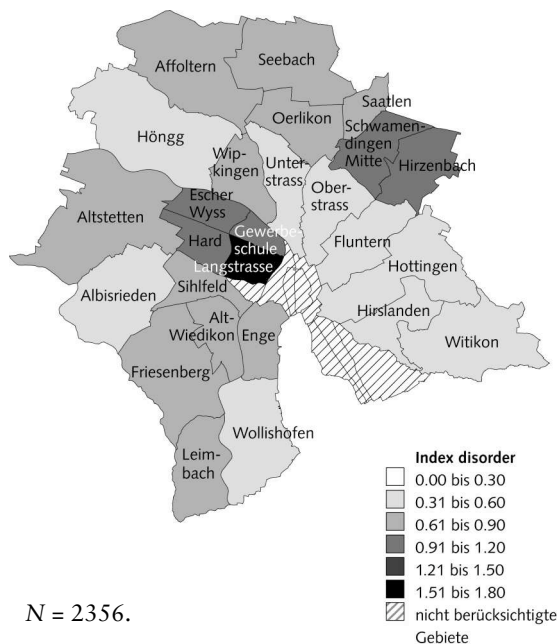
Grafik 7: Faktorwerte der Zürcher Quartiere auf den Dimensionen Individualisierung und sozioökonomischer Status/kulturelle Homogenität



Vollerhebung aller in Zürich wohnhaften Personen.

Ein nahezu umgekehrtes Bild zeigt Grafik 8 (vgl. Seite 57). Diese Karte stellt die Belastung der Quartiere durch *disorder* dar. Quartiere mit homogener und sozioökonomisch gut gestellter Bevölkerung sind kaum mit *disorder* belastet. Ob abweichende Verhaltensweisen im öffentlichen Raum sichtbar werden, hängt auch mit den Aktivitäten zusammen, die in einem Quartier vorwiegend ausgeübt werden. So leidet das Ausgehviertel Langstrassenquartier unter der weitaus höchsten *disorder*-Belastung in der Stadt. Das heterogenste Quartier mit der benachteiligten Bevölkerung – das Hardquartier – ist hingegen als Wohngebiet weit weniger mit derartigen Problemen belastet.

Grafik 8: Belastung der Zürcher Quartiere mit disorder



Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen

Im nächsten Abschnitt untersuche ich die Einflussfaktoren auf das Niveau von sozialer Kohäsion in einem Wohngebiet mit einem multiplen linearen Regressionsmodell. Abhängige Variable ist der Mittelwert des Indexes Soziale Kohäsion im Quartier. Als unabhängige Variablen prüfe ich einerseits die Sozialstruktur der Quartiere. Sie werden als Faktorwerte auf den Dimensionen Individualisierung und sozioökonomischer Status/kulturelle Homogenität gemessen. Andererseits untersuche ich den Einfluss von *disorder*. Ich berechne diese Modelle für die beiden Messungen von Kohäsion in der *z-proso*-Studie und der Bevölkerungsbefragung separat, um Vergleiche ziehen zu können.

Aufgrund der Ergebnisse der Faktorenanalyse passe ich die Hypothesen auf Quartierebene an:

- H_1 : *Je tiefer der durchschnittliche sozioökonomische Status und je heterogener die kulturelle Zusammensetzung der Quartierbevölkerung ist, desto schwächer ist die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft.*
- H_2 : *Je individualisierter die Bevölkerung eines Quartiers lebt, desto schwächer ist die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft.*
- H_3 : *Je stärker ein Quartier mit disorder belastet ist, desto schwächer ist die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft.*

Der sozioökonomische Status, die Homogenität eines Quartiers und seine Belastung mit *disorder* hängen auf Quartierebene eng zusammen. Die bivariate Korrelation zwischen dem Faktorwert Sozioökonomischer Status/Homogenität und dem Indexwert von *disorder* beträgt $r = -.759$ und ist höchst signifikant. Die Faktoren für Individualisierung und Sozioökonomischen Status/Homogenität stehen rechtwinklig zueinander und korrelieren nicht ($r = 0$). Folglich ist auch die Korrelation zwischen dem Faktor Individualisierung und dem Niveau von *disorder* auf Quartierebene zu vernachlässigen ($r = .188$, n.s.).

Die hohe Korrelation zwischen dem sozioökonomischen Status eines Quartiers und seiner Belastung mit *disorder* verursacht statistische Probleme. Jede dieser unabhängigen Variablen erklärt allein einen gewissen Anteil der Varianz von sozialer Kohäsion. Ein Teil der Variabilität wird jedoch von beiden Prädiktoren gleichzeitig verursacht. Je nach Regressionsmethode wird dieser überlappende Teil verschieden berechnet (vgl. Tabachnick und Fidell 2007: 136). Ich wähle folgende Analysestrategie: Zuerst berechne ich drei einzelne Modelle mit nur je einer der unabhängigen Variablen. Der Regressionskoeffizient stimmt so mit der bivariaten Korrelation überein. Dies erlaubt mir zu bestimmen, welchen maximalen Anteil an Varianz jede unabhängige Variable aufklärt, wenn keine anderen Prädiktoren berücksichtigt werden. In einem zweiten Schritt berechne ich ein Regressionsmodell, in welchem alle unabhängigen Variablen simultan in die Regression einbezogen werden. So erfahre ich, was jede unabhängige Variable zur Vorhersage von sozialer Kohäsion beiträgt, wenn für alle anderen Variablen kontrolliert wird. Überlappende Varianzanteile fließen in die Berechnung der gesamten erklärten Varianz (R^2) ein, sie werden aber nicht einer einzelnen unabhängigen Variable zugewiesen (vgl. Tabachnick und Fidell 2007: 136–137). Zusätzlich berechne ich die quadrierten semipartiellen Korrelationen (sr^2_i). Sie zeigen, um wie viel sich die gesamte erklärte Varianz verringern würde, wenn man die betreffende Variable aus dem Regressionsmodell entfernt. Dies entspricht dem einmaligen Beitrag jeder unabhängigen Variablen zur Erklärung der totalen Varianz. Die Differenz zwischen der Summe aller quadrierten semipartiellen Korrelationen und der gesamten erklärten Varianz ist gleich dem Anteil der überlappenden Varianz, die keiner einzelnen unabhängigen Variable zugewiesen werden kann.

Die Voraussetzungen für die Berechnung eines Regressionsmodells sind nicht alle erfüllt: Die Verteilung der Residuen weicht zwar nur gering von einer Normalverteilung ab. Auch ein Plot, der die Residuen den geschätzten Werten gegenüberstellt, erfasst keine auffälligen Muster. Stellt man jedoch die Residuen der Stichprobengröße pro Quartier gegenüber, erkennt man, dass die Residuen umso größer werden, je weniger Menschen in einem Quartier befragt wurden. Es liegt also eine Verletzung der Bedingung vor, dass die Varianz der Residuen in allen Gruppen gleich sein muss (Homoskedastizität). Ich gewichte deshalb die Fälle mit einer *Weighted-least-squares*-Regression (*WLS*). Die Quartiere, in denen die Messung von Kohäsion auf einer kleinen Zahl von Einschätzungen beruht, sollen weniger zur Berechnung des Modells beitragen als Quartiere, in denen viele Menschen befragt wurden. Der Gewichtungsfaktor wird entsprechend aus der Stichprobengröße pro Quartier berechnet. Das Statistikprogramm sucht die Potenz der Variable N pro Quartier mit der die *Log-likelihood*-Funktion der abhängigen Variable maximiert wird. Dann gewichtet es mit dem Kehrwert dieser Potenz (vgl. Garson o. J. b).

Tabelle 4 (vgl. Seite 60) zeigt die Regression des Indexes Soziale Kohäsion in der Messung der *z-proso*-Studie auf die Quartiereigenschaften (vgl. Anhang 7–10, Seite 103–111). Modell 1 bis 3 enthalten jeweils eine unabhängige Variable, in Modell 4 wurden alle unabhängigen Variablen gleichzeitig einbezogen. Betrachtet man zunächst die Modelle 1 bis 3, zeigt sich, dass der sozioökonomische Status und die kulturelle Homogenität eines Quartiers, aber auch die Belastung mit *disorder* einen Einfluss auf die soziale Kohäsion im Quartier haben. Sozialer Status/Heterogenität erklären 56.7 % der Varianz im Niveau der sozialen Kohäsion in einem Quartier (*adjusted R*² = .549). Jede Zunahme des Faktorwertes auf der Dimension sozioökonomischer Status/Homogenität um eine Einheit, führt zu einer Zunahme des Indexwertes für soziale Kohäsion um 0.174 Einheiten. Belastung mit *disorder* hat einen signifikant negativen Einfluss auf die soziale Kohäsion in einem Quartier. Bei einer Zunahme um einen Indexpunkt auf dem Index für *disorder*, sinkt der Index für Kohäsion um 0.606 Punkte. Dieses Modell erklärt 42.3 % der Varianz im Niveau der sozialen Kohäsion (*adjusted R*² = .399). Es ist also etwas weniger gut als das Status/Homogenitätsmodell. Entgegen der theoretischen Annahmen hat Individualisierung keinen Einfluss auf das Niveau von sozialer Kohäsion in einem Quartier. Der *F*-Test für das Modell 2 ist nicht signifikant. Dieses Modell erklärt also nicht mehr als eine Konstante.

Tabelle 4: Multiples lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung z-proso)

	Modell 1			Modell 2			Modell 3			Modell 4		
	B ^a	β	Sig.	B	β	Sig.	B	β	Sig.	B	β	Sig.
Konstante	2.676		.000	2.667		.000	3.087		.000	2.823		.000
Sozioökonomischer Status/ Homogenität	.174	.753	.000							.134	.581	.014
Individualisierung				.032	.150	.742				.028	.145	.304
Belastung mit <i>disorder</i>							-.606	-.650	.000	-.195	-.210	.345
Modellgüte												
Erklärte Varianz R^2			.567			.022			.423			.599
Durch Einzelvariablen erklärte Varianz Σsr^2_i												.168
Überlappende Varianz												
<i>Weighted-Least-Squares</i> -Regression (WLS), Gewichtungsfaktor (Modelle 1, 3, 4) = $n^{-1,400}$. Gewichtungsfaktor (Modell 2) = $n^{-1,000}$. N = 26.												.431

a B bezeichnet unstandardisierte, β standardisierte Regressionskoeffizienten.

Tabelle 5: Multiples lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung Bevölkerungsbefragung)

	Modell 1			Modell 2			Modell 3			Modell 4		
	B	β	Sig.	B	β	Sig.	B	β	Sig.	B	β	Sig.
Konstante	1.883		.000	1.883		.000	2.099		.000	1.993		.000
Sozioökonomischer Status/ Homogenität	.070	.578	.002							.039	.326	.151
Individualisierung										-.046	-.380	.016
Belastung mit <i>disorder</i>				-.053	-.442	.024	-.290	-.651	.000	-.148	-.332	.152
Modellgüte												
Erklärte Varianz R^2			.334			.195			.423			.572
Durch Einzelvariablen erklärte Varianz Σsr^2_i												.218
Überlappende Varianz												
<i>Ordinary-Least-Squares</i> -Regression (OLS). N = 26.												.354

a B bezeichnet unstandardisierte, β standardisierte Regressionskoeffizienten.

In Modell 4 sind alle drei Prädiktoren gleichzeitig berücksichtigt. Das Modell erklärt 59.9 % (*adjusted R*² = .544) der Varianz, etwas mehr als das Status/Homogenitäts-Modell. Die *t*-Tests für die einzelnen Regressionsparameter besagen, dass einzig Status und Homogenität einen signifikanten Einfluss auf das Niveau von Kohäsion in einem Quartier haben ($p < .05$). Die beiden anderen Prädiktoren sind nicht signifikant. Die quadrierten semipartiellen Korrelationen machen deutlich, dass die Status/Homogenitäts-Variable für sich genommen 13.1 % zur Varianzaufklärung beiträgt. Summiert man die spezifischen Beiträge von *disorder* und Status/Homogenität zur erklärten Varianz, erhält man nur 16.8 %. Die Differenz zur aufgeklärten Gesamtvarianz beträgt somit 43.1 %. Sie ist primär dem gemeinsamen Einfluss von *disorder* und Status/Homogenität zuzurechnen. Dass Individualisierung keinen Einfluss auf das Niveau von sozialer Kohäsion in einem Quartier hat, kommt vermutlich daher, dass in der *z-proso*-Stichprobe nur Eltern befragt wurden. Sie repräsentieren die Bevölkerung von individualisierten Quartieren schlecht. Ich habe deshalb die Berechnung des Regressionsmodelles für die Kohäsionsmessung aus der Bevölkerungsbefragung wiederholt (vgl. Anhang 11–14, Seite 112–116). In dieser Befragung wurden nicht nur Eltern, sondern eine Zufallsstichprobe aus der Gesamtbevölkerung befragt. Die Resultate sind in Tabelle 5 (vgl. Seite 60) ersichtlich.⁵ In diesem Modell besteht kein Heteroskedastizitätsproblem, deshalb habe ich eine OLS-Regression verwendet. Modelle 1 bis 3 zeigen wiederum die Regressionen mit jeweils einer unabhängigen Variablen. Am besten erklärt *disorder* das Niveau an sozialer Kohäsion im Quartier. Modell 3 klärt 42.3 % der Varianz auf (*adjusted R*² = .399). Für jeden zusätzlichen Punkt auf dem *disorder*-Index nimmt die Einschätzung der sozialen Kohäsion im Quartier um 0.290 Indexpunkte ab. Bei diesem Ergebnis ist zu beachten, dass die Daten für *disorder* und für soziale Kohäsion im Quartier im gleichen Fragenblock bei denselben Befragten erhoben wurden. Befragungseffekte könnten die Beziehung zwischen diesen Variablen deshalb enger erscheinen lassen, als sie tatsächlich ist. Dies dürfte erklären, weshalb *disorder* in diesen Modellen die bessere Erklärungskraft hat als Status/Homogenität. Jedoch zeigt Modell 1, dass Status/Homogenität ebenfalls einen signifikanten Einfluss ($p < .01$) auf das Kohäsionsniveau in einem Quartier ausübt. In Modell 2 hat die Individualisierung der Quartierbevölkerung einen negativen Effekt auf die Kohäsion ($p < .05$). Je weniger Fami-

5 Beim Vergleich der Ergebnisse ist zu beachten, dass die Items und die Skalierung der Variablen zwischen den beiden Befragungen nicht übereinstimmen (vgl. Seite 35). Die Resultate sind deshalb nicht direkt miteinander vergleichbar.

lien in einem Quartier leben, desto tiefer ist die Kohäsion. Dieses Modell erklärt mit 19.5 % aber halb so viel Varianz wie das *disorder*-Modell ($adjusted\ R^2 = .162$). Der Effekt der Individualisierung bleibt signifikant ($p < .05$), wenn man alle Prädiktoren gleichzeitig in das Modell einbezieht. Die quadrierten semipartiellen Korrelationen in Modell 4 zeigen erneut, dass sich die Erklärungsbeiträge von *disorder* und Status/Homogenität beträchtlich überschneiden. In diesem Modell ist die Überlappung so stark, dass keiner der beiden Prädiktoren für sich genommen einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der abhängigen Variablen leistet. Jedoch sind 35.4% der Varianz im Niveau der sozialen Kohäsion zwischen den Quartieren auf den gemeinsamen Einfluss von *disorder* und Status/Homogenität zurückzuführen.

Die Analysen auf Quartierebene haben gezeigt, dass die Sozialstruktur von Quartieren einen Einfluss auf soziale Kohäsion in der Nachbarschaft hat. Die Effekte sind jedoch für die beiden untersuchten Stichproben unterschiedlich. Die Auswertung der *z-proso*-Daten ergibt, dass in Quartieren, die eine kulturell homogene Bevölkerung mit einem durchschnittlich hohen sozialen Status beherbergen, die Kohäsion stärker ist. Die Hypothese H_1 kann also als vorläufig bestätigt betrachtet werden. Eine allgemeine Individualisierung der Quartierbevölkerung hat hingegen keinen Effekt darauf, wie Eltern die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft einschätzen. Die Hypothese H_2 muss deshalb für die *z-proso*-Stichprobe verworfen werden. Hypothese H_3 besagt, dass in Quartieren, die mit *disorder* belastet sind, die soziale Kohäsion schwächer ist. Diese Hypothese wird nur im einfachen Regressionsmodell bestätigt. Bezieht man Status/Homogenität und *disorder* gleichzeitig in das Modell ein, verschwindet der Effekt von *disorder*. Es zeigt sich allerdings, dass sich die Varianzanteile, die mit diesen Prädiktoren erklärt werden können, stark überlappen. So ist im Gesamtmodell für die *z-proso*-Daten nur der Beitrag von Status/Homogenität signifikant, während im Gesamtmodell für die Bevölkerungsbefragungsdaten keine der beiden Einzelvariablen eine signifikante Wirkung hat, obwohl sie gemeinsam einen beträchtlichen Erklärungsanteil leisten. Den wichtigsten Einfluss in den einfachen Regressionsmodellen für die Kohäsionsmessung aus der Bevölkerungsbefragung hat *disorder*. Für die Daten aus der Bevölkerungsbefragung wurde Hypothese H_2 bestätigt: Die Individualisierung der Quartierbevölkerung hat einen Effekt auf die Gesamteinschätzung von sozialer Kohäsion in einem Quartier durch alle Bewohner. Dies steht im Gegensatz zu den Ergebnissen der *z-proso*-Daten. Befragt man nur Eltern, hat die Individualisierung

der Quartierbevölkerung keinen Einfluss. Wegen der hohen Korrelationen zwischen den verschiedenen Strukturmerkmalen von Quartieren und ihrer Belastung mit *disorder* sind die berechneten Modelle nur beschränkt interpretierbar. Zwei Punkte sind dabei besonders kritisch: Erstens umfasst der erste Sozialstrukturfaktor mit dem sozioökonomischen Status und der kulturellen Homogenität zwei theoretisch verschiedene Dimensionen der Sozialstruktur von Quartieren. Aufgrund der Überlagerung von Segregation nach Herkunft und nach sozioökonomischem Status sind diese Dimensionen auf Quartierebene nicht mehr zu trennen (vgl. Seite 14–15). Dieser Umstand schränkt die Aussagekraft der Modelle stark ein. Dasselbe gilt für die Überschneidung von *disorder* mit sozialem Status und Heterogenität. Zweitens sind die berechneten Effekte von Faktorwerten auf einen Index unanschaulich und schlecht interpretierbar. Grundsätzlich darf man von beobachteten statistischen Beziehungen auf Aggregatsebene nicht auf Beziehungen auf individueller Ebene schliessen. Um einen derartigen ökologischen Fehlschluss zu vermeiden, kontrolliere ich deshalb in einem nächsten Schritt den Einfluss von individuellen Merkmalen der Quartierbewohner auf ihre Wahrnehmung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft.

4.4 Zusammenspiel von Individual- und Quartierfaktoren für die Erklärung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft

Das Kohäsionsniveau in einer Nachbarschaft wird einerseits von Charakteristika des Quartiers beeinflusst. Diese sind Gegenstand des vorangehenden Kapitels. Andererseits prägen individuelle Merkmale, wie einzelne Menschen die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft wahrnehmen. Mehrebenenmodelle erlauben es, Quartiereffekte unter Kontrolle der Individualeffekte zu berechnen. Damit kann man berücksichtigen, dass sich die Bewohner von verschiedenen Quartieren in ihren individuellen Merkmalen unterscheiden (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 474). Das Verfahren erlaubt es, zwischen Kompositions- und Kontexteffekten zu unterscheiden. Ein Kompositionseffekt liegt vor, wenn sich ein Effekt auf Quartierebene als Summe individueller Effekte ergibt, die sich ungleich über die Quartiere verteilen. So könnte das Niveau von sozialer Kohäsion in einem Quartier tiefer sein, weil in diesem Quartier viele individuell benachteiligte Personen leben, welche die Kohäsion wegen ihrer individuellen sozioökonomischen Position tiefer einschätzen. Ein Kontexteffekt liegt hingegen vor, wenn auf Quartierebene soziale Prozesse in Gang kommen, die sich nicht als Summe von individuellen Effekten erklären lassen. So kann beispielsweise die Konzentration

benachteiligter Personen in einem Wohngebiet Stigmatisierungsprozesse auslösen. Sie entfremden die Bewohner voneinander und verringern so die Kohäsion im Quartier. In diesem Fall ist die soziale Kohäsion auf Quartierebene unabhängig von den individuellen Einschätzungen schwächer. Unterscheidet man Kompositions- und Kontexteffekte ist es wichtig zu beachten, dass sie zusammenhängen und sich nicht gegenseitig ausschliessen (vgl. Subramanian et al. 2003: 35). In diesem Kapitel konzentriere ich mich auf die Auswertung der *z-proso*-Daten, da nur in diesem Datensatz die benötigten individuellen Angaben zu den befragten Personen verfügbar sind.

Auf Individualebene beeinflussen strukturelle und situative Faktoren, vorhergehende Erfahrungen und dispositionale Faktoren die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion. Ich prüfe dazu folgende gerichtete Hypothesen:

- H₄: Je länger eine Person in einem Wohngebiet lebt, desto stärker schätzt sie die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft ein.*
- H₅: Je höher der sozioökonomische Status einer Person ist, desto stärker schätzt sie die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft ein.*
- H₆: Personen mit finanziellen Problemen schätzen die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft schwächer ein als Personen ohne finanzielle Probleme.*
- H₇: In der Schweiz geborene Personen schätzen die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft stärker ein als Migranten.*
- H₈: Menschen, die ihre Familie als harmonisch wahrnehmen, schätzen die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft stärker ein.*
- H₉: Je stärker das generalisierte Vertrauen bei einer Person ist, desto stärker schätzt sie die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft ein.*

Die Auswertung der *z-proso*-Daten auf Quartierebene hat gezeigt, dass der durchschnittliche soziale Status und die Homogenität der Quartierbevölkerung das Niveau der sozialen Kohäsion in einem Quartier am besten erklären. *Disorder* korreliert hoch mit Status/Homogenität und kann nicht gleichzeitig in ein Modell eingeschlossen werden. Individualisierung hat keinen Effekt auf das Niveau von sozialer Kohäsion. Ich berücksichtige deshalb im Mehrebenenmodell den Effekt von Sozialstatus und Homogenität und prüfe folgende Hypothese:

- H₁: Je tiefer der durchschnittliche sozioökonomische Status und je heterogener die kulturelle Zusammensetzung der Quartierbevölkerung ist, desto schwächer ist die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft.*

Individuelle Charakteristika und die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion

Wertet man die individuellen Merkmale der Befragten über die ganze Stadt Zürich und die Quartiere aus, zeigen sich einige Besonderheiten der Stichprobe (vgl. Tabelle 6). Die durchschnittliche Wohndauer einer Studienteilnehmerin an der aktuellen Adresse beträgt im erfassten Zeitraum knapp fünf Jahre. Der sozio-ökonomische Status einer Person wurde anhand der höchsten Berufskategorie im Haushalt nach der *ISEI88*-Skala gemessen. Sie liegt über die ganze Stadt gesehen bei der Kategorie 49. Diese Kategorie umfasst beispielsweise Kundendienstmitarbeiter. 45 % der Befragten gaben an, ihr Haushalt hätte im letzten Jahr finanzielle Probleme durchlebt oder staatliche Unterstützung erhalten. Diese hohe Zahl dürfte unter anderem auf die Prämienverbilligung für die Krankenversicherung zurückzuführen sein, von der viele Familien mit Kindern profitieren. Sowohl die durchschnittlich höchste Berufsposition im Haushalt als auch der Anteil von Haushalten mit finanziellen Problemen schwanken beträchtlich zwischen den Quartieren. 43 % der Studienteilnehmerinnen sind in der Schweiz geboren, 57 % im Ausland. Die meisten Befragten schätzen ihre Familie als harmonisch ein. Der Mittelwert liegt bei 3.43 auf einer Skala von 0 bis 4. Der Mittelwert auf dem Index für generalisiertes Vertrauen liegt bei 0.67 auf einer Skala von 0 bis 1. Die meisten Befragten sind also eher vertrauensbereit.

Tabelle 6: Deskriptive Auswertung der Individualdaten

	Mittelwert	SD	tiefster Quartiermittelwert	höchster Quartiermittelwert
Wohndauer (Monate)	57	29.35	45	68
Index Soziale Kohäsion (0–4)	2.66	0.83	2.14	3.14
Berufsposition nach ISEI (Kategorie)	49	19	34	70
Finanzielle Probleme (%)	45		12	74
In der Schweiz geboren (%)	43		6	67
Index Familienklima (0–4)	3.70	0.50	3.54	3.81
Index Generalisiertes Vertrauen (0–1)	0.67	0.32	0.41	0.96

Für alle individuellen Merkmale bestehen signifikante Unterschiede zwischen den Quartiermittelwerten ($p < .05$). Bemerkenswert ist, dass sich die Bewohner verschiedener Quartiere stark in ihrem generalisierten Vertrauen unterscheiden. Auch bei anderen Variablen sind die Quartierunterschiede beträchtlich und teilweise weitaus höher als in vergleichbaren allgemeinen Bevölkerungsstichproben. So variiert der Anteil der Personen, die in der Schweiz geboren wurden, zwischen 6 % und 67 %. Vergleicht man diese Werte mit Volkszählungsdaten zum Ausländeranteil in den Quartieren, sieht man, dass dort die Werte nur zwischen 16.9 % und

47.7 % liegen. Die grösseren Quartierdifferenzen in der *z-proso*-Stichprobe können verschiedene Gründe haben. Einerseits sind sie möglicherweise eine Folge der Stichprobenziehung nach Schulen, welche die Quartiere nicht korrekt repräsentiert. Andererseits ergab eine erste Auswertung der Volkszählungsdaten Hinweise darauf, dass Familien mit Kindern stärker nach Herkunft segregiert sind als andere Bevölkerungsgruppen.

Eine bivariate Korrelationsmatrix (vgl. Tabelle 7) veranschaulicht, dass signifikante Korrelationen zwischen verschiedenen individuellen Merkmalen der Befragten und ihrer Einschätzung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft bestehen. Die Stärke der Zusammenhänge ist aber insgesamt moderat. Am stärksten ist der Zusammenhang zwischen generalisiertem Vertrauen und der Wahrnehmung von sozialer Kohäsion ($r = .336$).

Tabelle 7: Bivariate Korrelationen zwischen dem Index Soziale Kohäsion und individuellen Merkmalen

	Soziale Kohäsion	Wohndauer (Quadratwurzel)	Berufsposition	Finanzielle Probleme	In der Schweiz geboren	Familienklima	Generalisiertes Vertrauen
Soziale Kohäsion	–	0.41 (.206)	.192 (.000)	–.119 (.000)	.139 (.000)	.038 (.236)	.336 (.000)
Wohndauer (Quadratwurzel)		–	–.060 (.063)	–.037 (.245)	.052 (.106)	–.044 (.168)	–.026 (.415)
Berufsposition			–	–.237 (.000)	.267 (.000)	–.130 (.000)	.423 (.000)
Finanzielle Probleme				–	.055 (.186)	–.006 (.844)	–.144 (.000)
In der Schweiz geboren					–	–.165 (.000)	.260 (.000)
Familienklima						–	–.108 (.001)
Generalisiertes Vertrauen							–

Pearsons Korrelationskoeffizienten. Signifikanz (zweiseitig) in Klammern. Signifikante Korrelationskoeffizienten mit $p < .05$ fett. $N = 964$.

Unter den unabhängigen Variablen fällt die hohe Korrelation zwischen dem sozio-ökonomischen Status und dem generalisierten Vertrauen auf. Je höher die höchste Berufsposition im Haushalt einer Person ist, desto eher ist sie vertrauensbereit ($r = .423$). Ebenfalls hoch korreliert die Herkunft mit dem generalisierten Vertrauen ($r = .260$). Auf den ersten Blick paradox erscheint der signifikant negative

Zusammenhang zwischen dem Familienklima und dem generalisierten Vertrauen ($r = -.108$). Aufgrund der theoretischen Ausführungen könnte man annehmen, dass Personen mit einem harmonischen Familienklima eher bereit sind, unbekannten Menschen zu vertrauen. Es dürfte sich hier um einen Befragungseffekt handeln: Menschen mit tiefem generalisierten Vertrauen haben auch weniger Vertrauen zur Interviewerin. Sie sind deshalb vermutlich eher geneigt, ihre Familiensituation in einer Befragung harmonischer darzustellen, als sie tatsächlich ist.

Prüfung der statistischen Voraussetzungen für ein Mehrebenenmodell

Da es sich bei Quartieren um Gruppen handelt, die eine Stichprobe aus einer Population darstellen, berechne ich ein *Random-effects*-Mehrebenenmodell. Damit kann ich unabhängige Variablen auf Quartierebene berücksichtigen und Schlüsse für die Population ziehen (vgl. Snijders und Bosker 1999: 43–44). Die Voraussetzungen für die Berechnung eines Mehrebenenmodells sind mehrheitlich erfüllt. Die Stichprobengröße ist eher klein. In einem *Random-effects*-Modell sind kleine Stichprobengrößen innerhalb von Gruppen unproblematisch. Man geht davon aus, dass die einzelnen Gruppen eine Stichprobe aus einer Population von Gruppen darstellen. Deshalb sollten die Gruppeneffekte in allen Quartieren den gleichen Mechanismen unterliegen und können auch für kleine Gruppen geschätzt werden (vgl. Snijders und Bosker 1999: 43–44). Problematisch ist die kleine Zahl der Gruppen auf Quartierebene. Der tatsächliche Alphalevel könnte deshalb leicht erhöht sein und Effekte fälschlicherweise signifikant erscheinen. Dies gilt es bei der Interpretation der Ergebnisse zu beachten. Die Korrelationsanalyse (vgl. Tabelle 7, Seite 66) bestätigt, dass Korrelationen zwischen unabhängigen Variablen auf Individualebene kein Problem darstellen. Multikollinearität auf Quartierebene vermeide ich, indem ich nur den Faktor Sozioökonomischer Status/Homogenität in das Modell einbeziehe. Weil *disorder* hoch mit dieser Variable korreliert, kann es nicht gleichzeitig in das Modell eingeschlossen werden. Wie bei allen Regressionsmodellen sollten in einem Mehrebenenmodell die Residuen normalverteilt sein. Ein Plot der standardisierten *Level-1*-Residuen gegen eine Normalverteilung zeigt keine auffälligen Abweichungen. Dasselbe gilt für einen Plot der standardisierten (aufgrund des fixen Teils der Modelles) geschätzten Werte gegenüber den *Level-1*-Residuen. Die MIXED-Prozedur in SPSS erlaubt keine Ausgabe der *Level-2*-Residuen.

Der Anteil fehlender Werte liegt für die meisten verwendeten Individualvariablen unter 5 %. Problematisch ist er bei der höchsten Berufsposition im Haushalt, wo er 10.5 % erreicht. Auch die Variable generalisiertes Vertrauen weist mit 6.8 % einen hohen Anteil an fehlenden Werten auf. Fehlende Werte stellen vor allem dann ein Problem für statistische Analysen dar, wenn sie sich nicht zufällig über die Beobachtungen verteilen (*missing completely at random*, MCAR). Eine Analyse der fehlenden Werte zeigt, dass dies in den vorliegenden Daten der Fall ist. *Little's-MCAR-Test* ist signifikant mit $\chi^2(40, N = 1215) = 103.791, p < .001$. Die fehlenden Werte sind also nicht zufällig verteilt. Fälle mit fehlenden Werten sollten deshalb nicht einfach aus der Analyse ausgeschlossen werden (vgl. Garson o. J. a). Ein Vergleich der Fälle mit und ohne fehlende Werte zeigt zudem, dass ihr Anteil einerseits systematisch mit anderen unabhängigen Variablen im Modell zusammenhängt (*missing at random*, MAR), andererseits aber auch mit der abhängigen Variable (*non-ignorable missingness*, NMAR) (vgl. Garson o. J. a). Zudem verteilt sich der Anteil der Fälle, in denen ein oder mehrere Messwerte fehlen, ungleichmäßig über die Quartiere.⁶ Ich habe deshalb die fehlenden Werte mit der *Expectation-maximization-Methode* (EM) imputiert. Diese Methode ist für Daten geeignet, bei denen die fehlenden Werte aus vorhandenen Daten im Modell vorhergesagt werden können. Die Imputation erfolgt in zwei Schritten: Aufgrund der vorhandenen Daten und ihrer geschätzten Parameter wird eine Schätzung für die fehlenden Werte erstellt. Diese erste Schätzung wird in mehreren Runden mit der *Maximum-likelihood-Methode* optimiert (vgl. Lynch 2003: 5; Tabachnick und Fidell 2007: 68). Problematisch an der EM-Imputation ist, dass sie keine Fehler zu den imputierten Werten hinzufügt. Die imputierten Werte variieren deshalb zu wenig. Das kann dazu führen, dass die Hypothesentests verzerrt sind, weil sie auf falschen Standardfehlern beruhen (vgl. von Hippel 2004: 163; Tabachnick und Fidell 2007: 68). Die EM-Methode ist jedoch dem Ersatz von fehlenden Werten durch Mittelwerte oder der Imputation mit einem Regressionsverfahren vorzuziehen (vgl. Garson o. J. a). Vor der EM-Imputation habe ich 23 Fälle ausgeschlossen, bei denen die abhängige Variable fehlt. Zudem wurden vier Fälle gelöscht, weil die Messwerte für mehr als zwei unabhängige Variablen im Modell fehlen. Die Imputation wurde auf Basis aller Individualvariablen im Modell durchgeführt. Um die Schätzung der Berufsposition zu verbessern, habe ich zusätz-

6 Dass die fehlenden Werte nicht zufällig verteilt sind, lässt sich auch aus der Operationalisierung der Variablen erklären. Die Berufsposition fehlt in allen Fällen, in denen kein Befragter im Haushalt erwerbstätig ist, also primär bei erwerbslosen oder Sozialhilfe beziehenden Personen. Ihr Anteil variiert mit dem durchschnittlichen Sozialstatus des Quartiers.

lich das Haushaltseinkommen, den höchsten Bildungsabschluss und den Erwerbsgrad beider Partner einbezogen. Stellt man die kompletten Fälle den Fällen mit einem oder zwei imputierten Werten gegenüber, zeigen sich keine grossen Unterschiede in den Mittelwerten oder Standardfehlern. Die wenigen vorhandenen Abweichungen sind nachvollziehbar. So ist beispielsweise die imputierte Berufsposition für Fälle mit fehlenden Werten etwas tiefer als die Berufsposition für die Fälle mit beobachteten Werten. Dies scheint plausibel, fehlen doch die Werte auf dieser Variable primär für Erwerbslose oder Sozialhilfebeziehende, die durchschnittlich tiefere Berufspositionen einnehmen. Ein Vergleich der berechneten Mehrebenenmodelle mit und ohne Imputation ergibt hingegen beträchtliche Abweichungen. Diese betreffen die Effekte auf Individual- und Quartierebene. Letzteres scheint eine Folge davon zu sein, dass der Anteil von Fällen mit fehlenden Werten zwischen den Quartieren stark variiert und in einzelnen Quartieren bis zu 40 % beträgt. Ich gehe deshalb davon aus, dass die Analysen mit dem Originaldatensatz, in denen alle Fälle mit fehlenden Werten ausgeschlossen wurden (*listwise deletion*), verzerrt sind und beschreibe im Text die Resultate für den imputierten Datensatz. Die Modelle mit dem Originaldatensatz sind im Anhang dokumentiert (vgl. Anhang 20–23, Seite 134–145). Die Nettostichprobe im imputierten Datensatz umfasst 1174 Fälle. Würde man alle Fälle mit einem oder mehreren fehlenden Werten ausschliessen, blieben nur 964 komplette Fälle in der Analyse. Der imputierte Datensatz wurde nur für die Berechnung der Mehrebenenmodelle verwendet. Alle deskriptiven Analysen und die Angaben zu den Korrelationen beruhen auf dem Originaldatensatz.

Bevor ich die kontinuierlichen unabhängigen Variablen in das Mehrebenenmodell aufgenommen habe, wurden sie zentriert. Dazu wird von jedem Wert der Gesamtmittelwert subtrahiert (*grand mean centering*). So erhält jede kontinuierliche Variable einen sinnvollen Nullpunkt, der ihrem Mittelwert entspricht.⁷ Der Achsenabschnitt im Regressionsmodell ist damit als Wert interpretierbar, den die abhängige Variable annimmt, wenn alle unabhängigen Variablen den Mittelwert

⁷ Neben der Zentrierung der unabhängigen Variablen auf den Gesamtmittelwert ist bei Mehrebenenanalysen auch eine Zentrierung auf Gruppenmittelwerte gebräuchlich. Diese Variante wird verwendet, wenn man sich nur für die Differenzen zwischen den einzelnen Individuen interessiert, nicht aber für die Differenzen zwischen den Gruppen (vgl. Hox 2002: 62; Garcia et al. 2007: 691). Die Zentrierung auf Gruppenmittelwerte macht ein Modell schwer interpretierbar. Sie ist nur dann ratsam, wenn man sich spezifisch dafür interessiert, welchen Effekt individuelle Abweichungen vom Gruppenmittelwert haben (vgl. Hox 2002: 62–63).

aufweisen (vgl. Hox 2002: 56). Dieses Vorgehen ermöglicht auch die Interpretation von Interaktionseffekten (vgl. Jaccard und Turrisi 2003: 24).

Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen

Um zu untersuchen, wie die individuellen Wahrnehmungen von sozialer Kohäsion von Quartier- und Individualeigenschaften abhängen, berechne ich vier Mehrebenenmodelle (vgl. Anhang 15–18, Seite 117–130). Modell 1, das Nullmodell (vgl. Seite 71), enthält keine erklärenden Variablen und dient dazu, die Varianz in der abhängigen Variablen in einen Anteil auf Individual- und Quartierebene zu zerlegen (vgl. Snijders und Bosker 1999: 46). Man spricht deshalb auch von einer Varianzzerlegung. Damit wird überprüft, ob zwei Individuen aus dem gleichen Quartier die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft ähnlicher einschätzen als zwei Individuen, die zufällig aus der untersuchten Population ausgewählt wurden. Der *Intraclass*-Korrelationskoeffizient *ICC* drückt aus, welcher Anteil der Varianz sich auf Quartierebene befindet. In Zürich beträgt der *ICC* $0.037 / (0.037 + 0.662) = 0.053$. Das bedeutet, dass 5.3 % der Varianz in der sozialen Kohäsion zwischen den Quartieren liegen. Die restlichen 94.7 % sind durch Unterschiede zwischen Individuen zu erklären. Dieses Resultat ist auf zwei Arten interpretierbar: Entweder sind sich die Zürcher Befragten über ihre Quartiere sehr uneinig oder die Quartiere unterscheiden sich im Grad der Kohäsion nur wenig, so dass die individuellen Eigenschaften der Befragten ihre Einschätzung relativ stärker beeinflussen. Ein Blick auf die paarweisen Vergleiche der Quartiermittelwerte legt den zweiten Erklärungsansatz nahe (vgl. Anhang 4, Seite 99). Für den tiefen *ICC*-Wert sind wahrscheinlich die kleinen Quartierunterschiede verantwortlich. Statistisch betrachtet, bedeutet ein *ICC*-Wert von 0.053, dass eine Clusterung der Beobachtungen auf Quartierebene vorliegt. Zwei zufällig gezogene Studienteilnehmer aus dem gleichen Quartier sind sich in ihrer Kohäsionseinschätzung ähnlicher als zwei zufällig gezogene Studienteilnehmer aus verschiedenen Quartieren. Eine Voraussetzung von Regressionsmodellen, die Annahme unabhängiger Beobachtungen, wird damit verletzt. Um Fehlinterpretationen zu vermeiden, ist es deshalb sinnvoll, ein Mehrebenen-Regressionsmodell zu berechnen, das die Clusterung der Daten berücksichtigt (vgl. Browne und Rasbash 2004: 461).

Tabelle 8: Lineares Mehrebenenregressionsmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (Messung z-proso)

Fixe Effekte	Modell 1 (Nullmodell)			Modell 2			Modell 3			Modell 4		
	B ^a	S.E.	Sig.	B	S.E.	Sig.	B	S.E.	Sig.	B	S.E.	Sig.
Level 1 (Individuum)												
Konstante				2.661	.047	.000	2.672	.045	.000	2.644	.046	.000
Wohndauer				0.020	.010	.058	0.020	.010	.054	0.020	.010	.054
Berufsposition				0.001	.001	.596	0.000	.002	.989	0.000	.002	.861
Finanzielle Probleme (0=nein)				0.145	.048	.003	0.133	.048	.006	0.129	.047	.007
In der Schweiz geboren (0=nein)				-0.148	.050	.003	-0.143	.049	.004	-0.123	.050	.013
Familienklima				0.098	.047	.036	0.096	.047	.040	0.090	.047	.057
Generalisiertes Vertrauen				0.726	.083	.000	0.700	.084	.000	0.985	.129	.000
Generalisiertes Vertrauen x in der Schweiz geboren (0=nein)										-0.456	.158	.004
Level 2 (Quartier)												
Sozialer Status/Homogenität							0.080	.031	.014	0.083	.031	.012
Zufallseffekte												
R _{ij} (Individualebene)	Parameter	S.E.	Sig.	Parameter	S.E.	Sig.	Parameter	S.E.	Sig.	Parameter	S.E.	Sig.
U _{0j} (Quartierebene)	0.662	.027	.000	0.605	.025	.000	0.605	.025	.000	0.600	.025	.000
	0.037	.017	.028	0.006	.006	.308	0.002	.004	.582	0.003	.005	.460
Modellgüte												
Deviance			2919.22			2751.23			2745.08			2736.79
Erklärte Varianz^b												
Individualebene					12.6 %	(8.6 %)		13.3 %	(8.8 %)		13.7 %	(10.3 %)
Quartierebene					62.7 %	(83.8 %)		70.5 %	(94.6 %)		68.6 %	(91.9 %)
(Residual) ICC			5.3 %			1.0 %			0.3 %			0.5 %
Mehrebenenregressionsmodell mit <i>Full-Maximum-Likelihood</i> -Schätzung (FML).												
Fehlende Werte mit <i>EM</i> -Imputation geschätzt. N = 1174.												

a B bezeichnet unstandardisierte Regressionskoeffizienten.

b Varianzreduktion gegenüber dem Nullmodell, korrigierte R²-Werte, angenäherte R²-Werte in Klammern (vgl. Seite 45).

Um meine Hypothesen zu testen, habe ich drei verschiedene *Random-intercept*-Modelle berechnet. Diese Modelle erlauben unterschiedliche Achsenabschnitte für die einzelnen Quartiere, gehen jedoch davon aus, dass die Regressionsgerade in allen Quartieren gleich steil ist. In Modell 2 (vgl. Seite 71), dem sogenannten konditionalen Modell, sind nur unabhängige Variablen auf Individualebene berücksichtigt. Es misst den Einfluss, den die unterschiedliche Zusammensetzung der Bewohnerschaft in den einzelnen Quartieren auf das Niveau von sozialer Kohäsion ausübt. Die Konstante von 2.661 in diesem Modell entspricht dem Indexwert von sozialer Kohäsion für eine Person, die eine mittlere Berufsposition einnimmt, angibt finanzielle Probleme zu haben, in der Schweiz geboren wurde, durchschnittlich lange an ihrer jetzigen Adresse wohnt, ein durchschnittliches Familienklima und eine mittlere Vertrauensbereitschaft aufweist. Der Effekt der Wohndauer ist positiv, verfehlt aber das Signifikanzniveau von 5 % knapp. Auch die höchste Berufsposition im Haushalt einer Person hat keinen Einfluss auf ihre Kohäsionswahrnehmung. Eine Person ohne finanzielle Probleme schätzt hingegen bei gleicher Berufsposition die soziale Kohäsion in ihrer Wohnumgebung um 0.145 Indexpunkte höher ein als eine Person, die finanzielle Probleme hat. Finanzielle Probleme scheinen eine eigenständige Einflussdimension darzustellen, die unabhängig ist vom sozialen Status, wie er mit der Berufsposition gemessen wird. Im Ausland geborene Personen bewerten die Kohäsion in ihrer Nachbarschaft um 0.148 Indexpunkte tiefer als in der Schweiz geborene Personen. Menschen, die ihre Familie als harmonisch einschätzen, nehmen auch ihre Wohngegend als kohäsiver wahr. Den weitaus stärksten Effekt hat generalisiertes Vertrauen auf die Kohäsionseinschätzung. Pro Punkt auf dem Index für generalisiertes Vertrauen steigt die Kohäsionswahrnehmung um 0.726 Indexpunkte. Dieser Einfluss ist höchst signifikant. Durch einen Vergleich der *Deviance*-Werte kann man berechnen, ob sich die Modellanpassung zwischen zwei Modellen signifikant unterscheidet. Ihre Differenz folgt einer *Chi*-Quadrat-Verteilung. Die Freiheitsgrade berechnen sich als Differenz in der Anzahl der Parameter zwischen den beiden Modellen (vgl. Snijders und Bosker 1999: 88–89). Der *Chi*-Quadrat-Test ist höchst signifikant ($\chi^2(9, N=1174) = 167.99, p < .001$). Modell 2 ist also besser als das Nullmodell. Unter den Zufallseffekten ist die nicht erklärte Varianz auf beiden Untersuchungsebenen ersichtlich. In Modell 2 besteht kein signifikanter Zufallseffekt auf Quartierebene mehr. Der residuale ICC gibt die verbleibende Varianz auf Ebene des Quartiers an. Durch den Einbezug der individuellen Prädiktoren wird sie von 5.3 % (Nullmodell) auf 1.0 % verringert. Dies ist mit der Verteilung der Bewohner

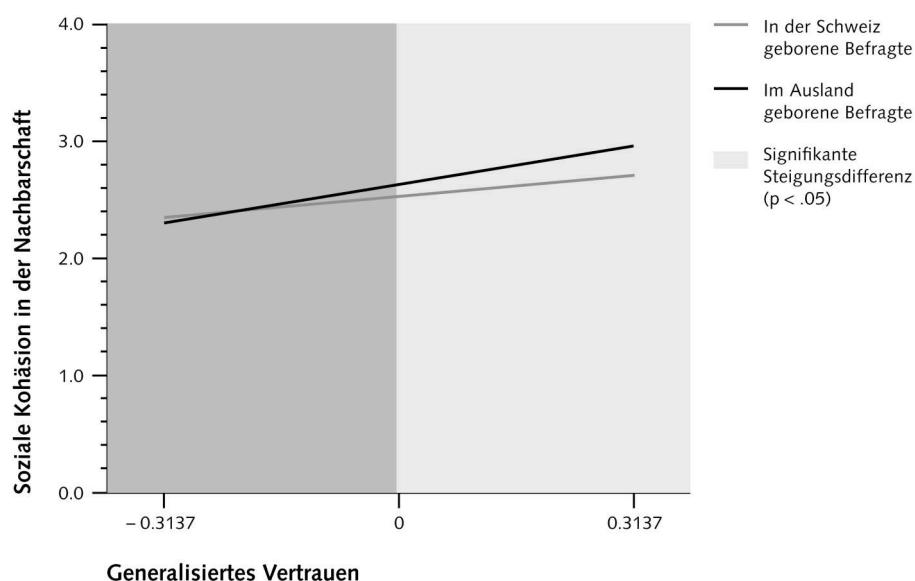
mit verschiedenen soziodemografischen und anderen individuellen Eigenschaften in den Quartieren zu erklären. Modell 2 zeigt also den Kompositionseffekt. In der Tabelle ist die erklärte Varianz auf den verschiedenen Ebenen mit angenäherten und korrigierten R^2 -Werten angegeben. Sie berechnen sich als Reduktion der verbleibenden Zufallsvarianz auf den einzelnen Ebenen (vgl. Seite 45). Durch Kontrolle der individuellen Variablen kann die unerklärte Varianz zwischen den Quartieren um 62.7 % (korrigierter R^2 -Wert) verringert werden. Mit der unterschiedlichen Zusammensetzung der Bewohner können also fast zwei Drittel der Quartierunterschiede im Niveau der sozialen Kohäsion erklärt werden. Es ist jedoch zu beachten, dass nur 5.3 % der beobachteten Varianz überhaupt zwischen den Quartieren liegen. Der Anteil der unerklärten Varianz auf Individualebene verringert sich um 12.6 %.

Modell 3 (vgl. Seite 71) enthält neben den erklärenden Variablen auf Individual-ebene den *Level-2*-Effekt des durchschnittlichen sozioökonomischen Status und der kulturellen Homogenität eines Quartiers. Er wird als Faktorwert in das Modell einbezogen. Die Effekte auf individueller Ebene ändern sich dadurch nur geringfügig. Es zeigt sich, dass die Variable Sozialstatus/Homogenität der Quartierbewohner einen signifikanten Einfluss auf das Niveau an sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft hat. In Quartieren mit einem höheren durchschnittlichen sozialen Status und einer homogenen Bewohnerschaft ist die soziale Kohäsion stärker. Dieser Effekt besteht unter Kontrolle der unterschiedlichen Bevölkerungszusammensetzung in den einzelnen Quartieren. Es handelt sich also um einen echten Effekt auf Quartierebene. Die Modellanpassung in Modell 3 ist signifikant besser als in Modell 2 ($\chi^2(1, N=1174) = 6.15, p < .05$). Auf Quartierebene verbleibt lediglich 0.3 % unerklärte Varianz. Die Varianzreduktion gegenüber Modell 2 beträgt auf Quartierebene 19.1 %. Diese Varianz wird durch die Variable Sozialstatus/Homogenität erklärt. Sie entspricht dem Kontexteffekt, der sich nicht durch die unterschiedliche Zusammensetzung der Quartierbevölkerungen erklären lässt. Im Vergleich zum Nullmodell beträgt in Modell 3 der Anteil der erklärten Varianz auf Quartierebene 70.5 %. Sie wird durch Kompositions- und Kontexteffekt gemeinsam erklärt. Auf Individualebene beträgt die gegenüber Modell 2 zusätzlich erklärte Varianz 0.8 %. Der Einbezug von Variablen auf Quartierebene erklärt keine zusätzliche Varianz auf Individualebene, was plausibel ist. Im Vergleich zum Nullmodell wurden auf Individualebene insgesamt 13.3 % der Varianz erklärt.

Da auf Individualebene noch ein erheblicher Anteil an unerklärter Varianz verbleibt, prüfe ich, ob ein Teil davon durch einen Interaktionseffekt erklärt werden kann.

In Modell 4 (vgl. Seite 71) ist der Effekt der Interaktion zwischen dem Niveau an generalisiertem Vertrauen einer Person und ihrer Herkunft ersichtlich. Sowohl die Herkunft als auch die allgemeine Vertrauensneigung haben einen signifikanten einfachen Effekt auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft. Darüber hinaus zeigt sich, dass Personen, die im Ausland geboren wurden, in ihrer Kohäsionseinschätzung stärker von ihrem generalisierten Vertrauen beeinflusst werden als Personen, die in der Schweiz geboren wurden. Die Effekte der anderen unabhängigen Individualvariablen ändern sich durch den Einbezug des Interaktionsterms kaum. Einzig der Einfluss des Familienklimas liegt nun knapp über dem Signifikanzniveau von 5 %. Der Quartiereffekt bleibt stabil. Modell 4 weist zwar eine signifikant bessere Modellanpassung als Modell 3 auf ($\chi^2(1, N=1174) = 8.29, p < .001$). Der Einbezug der Interaktion auf Individual-ebene verringert die Erklärungskraft des Modelles auf Quartierebene aber etwas. Auf Individualebene werden im Vergleich zu Modell 3 nur 0.6 % zusätzliche Varianz erklärt. Die gesamte erklärte Varianz auf der Individualebene beträgt 13.7 %. Ein Plot verdeutlicht, wie die Interaktion zwischen dem generalisierten Vertrauen und der Herkunft einer Person die Kohäsionseinschätzung beeinflusst (vgl. Grafik 9, Seite 75). Die Regressionsgerade für im Ausland geborene Befragte verläuft steiler als für in der Schweiz geborene. Die Differenz der Steigungen ist bei mittlerem und hohem generalisiertem Vertrauen (eine Standardabweichung über dem Mittelwert) signifikant auf 5 %-Niveau (hell eingefärbter Bereich). Bei tiefem generalisiertem Vertrauen (eine Standardabweichung unter dem Mittelwert) zeigt sich kein Unterschied. Das bedeutet, dass Migrantinnen mit einer mittleren und hohen Vertrauensneigung in ihrem Urteil stärker von generalisiertem Vertrauen beeinflusst werden als einheimische Mütter. Ein einfacher t -Test ergab zudem, dass Personen, die im Ausland geboren wurden, ein tieferes Niveau an generalisiertem Vertrauen aufweisen ($t(1126.15) = -9.909, p < .001$). Da sie in ihrer Wahrnehmung von sozialer Kohäsion stärker von generalisiertem Vertrauen beeinflusst werden, kumulieren sich diese Effekte. Eine mögliche Erklärung für dieses Resultat ist, dass Migrantinnen weniger soziale Netzwerke mit Nachbarn unterhalten. Sie könnten in diesem Fall bei ihrem Urteil über die Nachbarschaft weniger auf eigene

Grafik 9: Interaktion Generalisiertes Vertrauen x Herkunft



Erfahrungen zurückgreifen und würden somit stärker von ihrem allgemeinen Vertrauensniveau beeinflusst. Eine zusätzliche Analyse der Daten unter Einbezug der Netzwerke in der Nachbarschaft stützt diese Hypothese aber nicht (vgl. Anhang 19, Seite 131). Unter Kontrolle der sozialen Netzwerke verschwindet zwar der einfache Effekt der Herkunft, der Interaktionseffekt zwischen dem generalisierten Vertrauen und der Herkunft bleibt aber signifikant. Der stärkere Einfluss des generalisierten Vertrauens auf die Einschätzung von sozialer Kohäsion bei Migrantinnen lässt sich also nicht durch eine unterschiedliche Einbindung in nachbarschaftliche Netzwerke erklären. Geringere nachbarschaftliche Netzwerke von Migrantinnen können hingegen in diesem Modell erklären, warum sie die soziale Kohäsion im Quartier generell etwas tiefer einschätzen.

In einem weiteren Schritt habe ich getestet, ob sich die Steigung der Regressionsgeraden für die verschiedenen unabhängigen Variablen zwischen den Quartieren unterscheidet. Keines dieser *Random-slopes*-Modelle konvergierte innerhalb von 1000 Iterationsrunden. Da bei einer kleinen Zahl von Gruppen die Teststärke für fixe Effekte besser ist als die Teststärke für zufällige Effekte (vgl. Snijders und Bosker 1999: 75, 93–94), habe ich zusätzlich überprüft, ob *Cross-level*-Interaktionseffekte zwischen Sozialstatus/Homogenität eines Quartiers und unabhängigen Variablen auf Individualebene vorliegen. Dies ist nicht der Fall. Ich gehe deshalb davon aus, dass die Regressionsgerade in allen untersuchten Quartieren gleich steil ist und dass die Verwendung eines *Random-intercept*-Modelles angemessen ist.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass in der Stadt Zürich ein echter Kontexteffekt des durchschnittlichen sozioökonomischen Status und der Homogenität von Quartieren besteht. Dieser Effekt bleibt bestehen, wenn man für die unterschiedliche Bevölkerungszusammensetzung der Quartiere kontrolliert. Hypothese H_1 wird also auch in den Mehrebenenmodellen bestätigt. Ob ein tiefer sozialer Status oder eine sehr heterogene Bevölkerung die soziale Kohäsion verringert, kann ich aufgrund der vorliegenden Daten nicht entscheiden. Der getestete situative Faktor auf Individualebene hat keinen Effekt auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion: Personen, die länger in einem Quartier wohnen, beurteilen ihre Umgebung nicht kohäsiver als Personen, die neu zugezogen sind. Die Wohndauer im Quartier verfehlt das Signifikanzniveau von 5 % knapp. Hypothese H_4 muss daher verworfen werden. Auf individueller Ebene beeinflussen vorangehende Erfahrungen die Kohäsionswahrnehmung in einigen Bereichen. Es zeigt sich, dass der soziale Status einer Person, gemessen an der höchsten Berufsposition eines Haushaltsmitgliedes, keinen Einfluss auf ihre Einschätzung der sozialen Kohäsion hat. Der signifikante Quartiereffekt des Sozialstatus lässt vermuten, dass er seinen Einfluss auf der Ebene des Quartiers und nicht auf der Ebene des Individuums entfaltet. Hypothese H_5 muss deshalb verworfen werden. Personen mit finanziellen Problemen beurteilen hingegen ihre Nachbarschaft als signifikant weniger kohäsiv. Hypothese H_6 wird also gestützt. Die Einschätzung der sozialen Kohäsion scheint eher mit sozialem Ausschluss zusammenzuhängen als mit dem sozioökonomischen Status. Zu dieser Interpretation passt auch, dass Personen, die im Ausland geboren wurden, die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft tiefer bewerten. Hypothese H_7 wird damit bestätigt. Gestützt wird auch Hypothese H_8 : Personen, die ihre Familie als harmonisch beschreiben, nehmen auch ihr Wohngebiet als kohäsiver wahr. Den stärksten Einfluss auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion haben jedoch dispositionale Faktoren. Hypothese H_9 zum positiven Einfluss von generalisiertem Vertrauen wird bestätigt. Menschen, die allgemein eher vertrauensbereit sind, vertrauen auch ihren Nachbarn eher und sehen ihre Wohnumgebung als kohäsiver an. Der Effekt des generalisierten Vertrauens interagiert mit der Herkunft: Migrantinnen werden in ihrem Urteil über die Nachbarschaft stärker von ihrer allgemeinen Vertrauensbereitschaft beeinflusst als in der Schweiz geborene Mütter.

5. Zusammenfassung und Diskussion

In kohäsiven Quartieren vertrauen sich Nachbarn, sie fühlen sich miteinander verbunden und teilen gemeinsame Werte. Unter welchen Umständen soziale Kohäsion in der Nachbarschaft entsteht, und wie verschiedene Quartierbewohner sie wahrnehmen, ist Thema der vorliegenden Arbeit. Ich befasse mich mit zwei Fragen: Auf Quartierebene untersuche ich, wie sich die Sozialstruktur von Quartieren auf die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft auswirkt. Auf Individual-ebene frage ich danach, wie persönliche Eigenschaften von Quartierbewohnern ihre Kohäsionswahrnehmung beeinflussen. Die ausgewerteten Daten stammen aus einer Befragung von Eltern sechsjähriger Kinder, die in verschiedenen Quartieren der Stadt Zürich leben. Befragt wurden vorwiegend Mütter.

Zürcher Eltern nehmen ihre Nachbarschaft als kohäsiv wahr. Sie sind mehrheitlich der Ansicht, ihre Nachbarn seien hilfsbereit, eng verbunden und man könne ihnen vertrauen. Knapp die Hälfte der Befragten denkt, ihre Nachbarn teilten die gleichen Werte. Nur etwa ein Fünftel ist der Meinung, die Leute in ihrer Nachbarschaft kämen im Allgemeinen schlecht miteinander aus. Zwischen den verschiedenen Zürcher Quartieren bestehen statistisch signifikante Unterschiede im Niveau von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft. Sie sind aber nicht sehr ausgeprägt und beschränken sich auf Differenzen zwischen wenigen Quartieren. 95 % der Gesamtvarianz von sozialer Kohäsion sind durch Unterschiede in der individuellen Wahrnehmung erklärbar. Lediglich 5 % liegen zwischen den Quartieren. Im Vergleich zu anderen Städten, wie Freiburg, Köln oder Chicago sind die Quartierunterschiede eher klein (vgl. Raudenbush und Sampson 1999: 7; Friedrichs und Oberwittler 2007: 473). Für die kleineren Unterschiede in Zürich können verschiedene Gründe verantwortlich sein. Grundsätzlich sind Zürcher Quartiere vergleichsweise wenig nach Herkunft und sozioökonomischem Status segregiert, obschon die sozialräumliche Polarisierung während der 1990er Jahre leicht zugenommen hat. Die geringere Segregation ist massgeblich zurückzuführen auf eine soziale Wohnungspolitik mit einem hohen Anteil an genossenschaftlichen Wohnungen (vgl. Koll-Schretzenmayr et al. 2005: 68–70).

Die Zusammensetzung der Quartierbevölkerung hat einen Einfluss auf das Kohäsionsniveau in einer Nachbarschaft. Quartiere mit einer kulturell heterogenen Bevölkerung und einem durchschnittlich tiefen sozioökonomischen Status sind weniger kohäsiv. In Stadtteilen, die eine kulturell homogene Bevölkerung mit einem durchschnittlich hohen sozioökonomischen Status beherbergen, ist der Zusammenhalt hingegen stärker. Wie in anderen europäischen Städten überlagern sich in Zürich die Segregation nach Herkunft und nach sozioökonomischem Status. Migranten und wirtschaftlich benachteiligte Einheimische wohnen tendenziell in denselben Quartieren. Diese „unfreiwillige Nachbarschaft“ (Häußermann und Siebel 2002: 49) von Menschen mit wenig Wahlmöglichkeiten auf dem Wohnungsmarkt äussert sich in einer schwachen Kohäsion in diesen Quartieren. Auch die Belastung von Quartieren mit *disorder*, wie Drogenkonsum oder -handel, Betrunkenen oder herumlungernenden Jugendlichen hat einen negativen Einfluss auf die soziale Kohäsion. Die Belastung von Quartieren mit *disorder* hängt eng mit einem hohen Anteil von benachteiligten Bewohnern und Migranten zusammen. Diese enge Beziehung lässt sich durch zwei Prozesse erklären: Auf der einen Seite weisen Mechanismen auf dem Wohnungsmarkt Migranten und Stadtbewohner mit tiefem sozioökonomischem Status in die Quartiere mit den unattraktivsten Wohnungsbeständen. Dazu gehören Wohngebiete, die mit *disorder* im öffentlichen Raum zu kämpfen haben. Auf der anderen Seite fehlen den Bewohnern von benachteiligten Quartieren die ökonomischen und sozialen Ressourcen, um die öffentliche Ordnung in ihrem Quartier aufrechtzuerhalten. In einzelnen Quartieren spielt so ein Konglomerat von Faktoren zusammen: Die Konzentration wirtschaftlich benachteiligter Bewohner, ausgeprägte kulturelle Heterogenität und die Belastung mit *disorder* schwächen gleichzeitig die soziale Kohäsion. Diese verschiedenen Einflussfaktoren sind nicht mehr zu trennen. Die Effekte auf Quartierebene entsprechen weitgehend den Ergebnissen anderer Studien. Namentlich zeigt sich in den meisten Untersuchungen, dass die Konzentration wirtschaftlich benachteiligter Bewohner einen negativen Einfluss auf die soziale Kohäsion hat. Während in einigen nordamerikanischen Studien zusätzlich ein kohäsionsmindernder Effekt einer heterogenen Quartierbevölkerung festgestellt wurde, ist dieser Einflussfaktor in Zürich nicht separat nachweisbar. Dies hängt damit zusammen, dass sich in europäischen Städten die Segregation der Wohnbevölkerung nach Herkunft und nach sozioökonomischem Status überlagern und Einwandererquartiere meist sehr heterogen sind. In nordamerikanischen Städten existieren hingegen eher ethnisch homogene Quartiere. Als weitere sozialstrukturelle Eigenschaft von Quartieren

habe ich die Individualisierung der Wohnbevölkerung untersucht. Sie wird gemessen am Anteil von Familien- und Einpersonenhaushalten und der Stabilität der Wohnbevölkerung. Individualisierung hat keinen Einfluss darauf, wie Eltern die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft beurteilen. Dies liegt vermutlich daran, dass eine Stichprobe aus Eltern die Bewohnerschaft von individualisierten Quartieren schlecht repräsentiert. Aus diesen Grund habe ich meine Ergebnisse mit einer Kontrollmessung von sozialer Kohäsion überprüft, die bei einer allgemeinen Stichprobe aus der Zürcher Bevölkerung erhoben wurde. In dieser Stichprobe hat Individualisierung einen negativen Effekt: Quartiere mit einer instabilen Bevölkerung, zahlreichen Einpersonen- und wenigen Familienhaushalten werden als weniger kohäsiv wahrgenommen. Die Resultate zum Einfluss einer individualisierten Quartierbevölkerung lassen sich nicht direkt mit anderen Studien vergleichen. In den angeführten Untersuchungen wird nur ein Teilaspekt, die Stabilität der Bewohnerschaft, betrachtet. Dabei zeigt sich in den meisten Studien, dass eine stabile Bewohnerschaft einen positiven Einfluss auf die soziale Kohäsion im Quartier hat. In Zürich sind die Resultate weniger eindeutig und variieren je nach untersuchter Stichprobe.

Der Effekt des durchschnittlichen sozioökonomischen Status und der kulturellen Zusammensetzung der Quartierbevölkerung bleibt bestehen, wenn man die individuellen Eigenschaften der Quartierbewohner kontrolliert. In heterogenen Quartieren mit durchschnittlich tiefem sozialen Status ist die soziale Kohäsion schwächer. Dieses Resultat lässt sich zu etwa zwei Dritteln als Kompositionseffekt erklären: In diesen Quartieren leben mehrheitlich Bewohner, die individuelle Charakteristika aufweisen, welche sie die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft tiefer einschätzen lassen. Es handelt sich dabei um Personen, die finanzielle Probleme haben, migriert sind, ihre Familie als weniger harmonisch beurteilen oder eine eher tiefe Vertrauensbereitschaft aufweisen. Fast ein Fünftel der Unterschiede im Kohäsionsniveau zwischen den Quartieren beruht hingegen auf einem Kontexteffekt. Dieses Ergebnis verweist auf einen sozialen Prozess, der auf Quartierebene stattfindet. Er kann durch einen Mangel an Ressourcen, die unfreiwillige Nachbarschaft von Migranten und Einheimischen mit tiefem sozialen Status oder durch eine Stigmatisierung des Quartiers von aussen entstehen. Möglicherweise verstärken sich diese Mechanismen wechselseitig. Auch andere Studien mit Mehrebenendesign zeigen, dass durch die Konzentration benachteiligter Bewohner und teilweise von Migranten Kontexteffekte entstehen, die über die unterschiedliche Zusammensetzung von

Quartierbevölkerungen hinausgehen. Kompositions- und Kontexteffekte hängen zusammen und schliessen sich nicht gegenseitig aus. Auch wenn ein tiefes Kohäsionsniveau in einem Quartier mehrheitlich auf tiefen Individualeinschätzungen beruht, ist es eine soziale Tatsache und hat entsprechend Folgen für das Zusammenleben in diesem Wohngebiet. Sind viele Anwohner der Meinung, ihren Nachbarn nicht vertrauen zu können, werden sie weniger Kontakte zu ihnen pflegen und so auf längere Sicht die Kohäsion im Quartier tatsächlich schwächen. Wenn also der grösste Teil der unterschiedlichen Kohäsionsniveaus in Zürcher Quartieren aufgrund der unterschiedlichen Komposition der Quartierbevölkerungen zu erklären ist, bedeutet das nicht, dass keine raumbezogenen Effekte existieren.

Auch innerhalb ähnlicher Quartiere nehmen Bewohner die soziale Kohäsion in ihrer Nachbarschaft unterschiedlich wahr. Verschiedene persönliche Merkmale prägen diese Wahrnehmung. Dabei lässt sich zwischen strukturellen bzw. situativen Einflussfaktoren, vorangehenden Erfahrungen und dispositionalen Faktoren unterscheiden. Auf Individualebene habe ich die Wohndauer im Quartier als situativen Einflussfaktor untersucht. Ihr Effekt ist knapp nicht signifikant. Wie lange eine Person schon in einem Quartier wohnt, hat also keinen Einfluss auf ihre Wahrnehmung der sozialer Kohäsion unter Nachbarn. Dies entspricht den Ergebnissen der Mehrzahl der Studien, die ebenfalls keinen Effekt der individuellen Wohndauer feststellen können. Betrachtet man die vorhergehenden Erfahrungen, zeigt sich, dass auch der individuelle sozioökonomische Status, gemessen an der Berufsposition, keinen Einfluss auf die Kohäsionseinschätzung hat. Obwohl sich Menschen mit einem höheren sozioökonomischen Status ihr Wohnquartier und ihr nachbarschaftliches Umfeld eher aussuchen können, bewerten sie es nicht positiver. Dagegen nehmen Personen, die unter finanziellen Problemen leiden, ihre Wohnumgebung als signifikant weniger kohäsiv wahr. Unabhängig vom Quartierumfeld scheint die Ausschlusserfahrung, die mit finanziellen Problemen einhergeht, die Kohäsionseinschätzung zu vermindern. Dieses Ergebnis ist aus zwei Gründen interessant: Erstens verweist es darauf, dass die Berufsposition und finanzielle Probleme zwei verschiedene Dimensionen des sozioökonomischen Status einer Person darstellen. Zweitens scheint die Kohäsionswahrnehmung primär von der konkreten, persönlichen Erfahrung von wirtschaftlicher Benachteiligung beeinflusst zu werden und weniger von einer Benachteiligung als Angehöriger einer sozioökonomischen Statusgruppe. Dies könnte damit zu tun haben, dass in Quar-

tieren in der Regel Personen mit einem ähnlichen sozialen Status leben, und die Statusunterschiede im Alltag deshalb weniger sichtbar sind. Konkrete wirtschaftliche Benachteiligung wurde nur in einer anderen Studie (vgl. Friedrichs und Oberwittler 2007: 475) untersucht. Dort zeigt sich, dass Empfänger von Sozialhilfe oder Wohngeld ihre Nachbarschaft als weniger kohäsiv einschätzen. In einigen anderen Untersuchungen lässt sich jedoch auch ein Effekt des sozioökonomischen Status, meist gemessen am Einkommen einer Person, auf ihre Einschätzung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft feststellen.

Personen, die im Ausland geboren wurden, bewerten die soziale Kohäsion in ihrem Wohngebiet tiefer als Personen, die seit ihrer Geburt in der Schweiz leben. Zu diesem Resultat dürfte die neue, fremde Umgebung beitragen, aber auch Sprachprobleme, die Migrantinnen den Kontakt zu ihren Nachbarn erschweren. Grundsätzlich sind zur Situation von Migrantinnen und Migranten in Zürcher Quartieren zwei Überlegungen zu machen: Zum einen verschärfen sich die Zugangsprobleme von Migranten zu Wohnraum, wenn die Nachfrage das Angebot von Wohnungen übersteigt. Genau diese Situation liegt in der Stadt Zürich seit Jahren vor. Der Leerwohnungsbestand ist sehr niedrig (vgl. Stadt Zürich Statistik und Statistisches Amt des Kantons Zürich 2008). Es ist deshalb davon auszugehen, dass insbesondere Migranten oft nicht in dem Quartier wohnen, das ihren Präferenzen entspricht. Folglich treffen sie auch nicht auf das nachbarschaftliche Umfeld, das sie sich wünschen. Diese Argumentation gilt ebenfalls für einkommensschwache einheimische Familien. Zum anderen gibt es in Zürich keine Quartiere, die von einer Zuwanderergruppe geprägt werden. Die Quartiere mit einem hohen Anteil an Migranten sind kulturell und sprachlich sehr heterogen. Doch selbst in diesen Quartieren ist die einheimische Wohnbevölkerung in der Mehrheit. Sie hat deshalb eine Grundlage für Netzwerke innerhalb ihrer kulturellen Gruppe. Migranten sehen sich dagegen mit einer Quartierbevölkerung konfrontiert, die nur zu einem kleinen Teil ihrer eigenen sprachlichen oder kulturellen Gemeinschaft angehört. Diese Faktoren dürften ihre Einschätzung der sozialen Kohäsion negativ beeinflussen. Vergleiche zu anderen Studien, die den Effekt von Migration auf die Kohäsionswahrnehmung untersuchen, sind schwierig zu ziehen. Fremdheit in einer Umgebung wird in den verschiedenen Arbeiten unterschiedlich operationalisiert und hat je nach Kontext andere Effekte. Eigene Migration wird in den berücksichtigten Studien nicht explizit untersucht. Auch vorangehende Erfahrungen im sozialen Nahbereich haben einen Einfluss darauf,

wie kohäsiv eine Person ihre Nachbarschaft einschätzt. Menschen, die ihre Familie als harmonisch wahrnehmen, bewerten auch ihre Wohnumgebung als kohäsiver. Dies lässt sich damit erklären, dass die Einbettung in einen vertrauten Kreis von Menschen es erleichtert, Vertrauensbeziehungen zu anderen Menschen aufzubauen. Dieser Effekt bleibt auch unter Kontrolle der allgemeinen Vertrauensbereitschaft bestehen. Es scheint sich also nicht um die Folge einer generellen Antworttendenz zu handeln, die vertrauensbereite Menschen sowohl ihre Familie als auch ihre Nachbarschaft harmonischer einschätzen lässt.

Dispositionale Faktoren werden in soziologischen Studien zur sozialen Kohäsion kaum berücksichtigt. Meine Auswertungen zeigen jedoch, dass generalisiertes Vertrauen den stärksten individuellen Effekt auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion ausübt. Menschen, die grundsätzlich eher geneigt sind, anderen Menschen zu vertrauen und sie als hilfsbereit und fair wahrnehmen, schätzen auch ihre Nachbarschaft als kohäsiv ein. Während psychologische Studien zum Einfluss der allgemeinen Vertrauensneigung in konkreten Situationen zeigen, dass generalisiertes Vertrauen nur eine untergeordnete Rolle spielt, und situative Faktoren wesentlich wichtiger sind, komme ich in meinen Analysen zum umgekehrten Schluss: Auf individueller Ebene ist generalisiertes Vertrauen der wichtigste Prädiktor für die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft. Ich sehe dafür zwei mögliche Erklärungen: Erstens wird in psychologischen Studien in der Regel das Vertrauen in eine konkrete Person oder eine konkrete Gruppe von Personen untersucht. In meiner Studie ist der Adressat des Vertrauens eine Gruppe von Menschen, die den Befragten nur zum Teil persönlich bekannt sind. Personen, die im gleichen Wohngebiet leben, bilden eine wenig einheitliche Gruppe mit schwachen sozialen Bindungen. Bedenkt man, dass in unvertrauten Situationen der Einfluss des generalisierten Vertrauens stärker ist als in bekannten Situationen, scheint es naheliegend, dass generalisiertes Vertrauen bei der Einschätzung der mehrheitlich unbekannten Menschen in der eigenen Wohngegend eine wichtigere Rolle spielt. Eine zweite mögliche Erklärung liegt in der Tatsache, dass generalisiertes Vertrauen und soziale Kohäsion in der Nachbarschaft sehr ähnliche Konzepte sind. Im ersten Fall fragt man danach, ob eine Person Menschen im Allgemeinen als vertrauenswürdig, hilfsbereit und fair wahrnimmt. Im zweiten Fall fragt man, ob sie die Bewohner ihres Wohngebietes als vertrauenswürdig, hilfsbereit und verbunden einschätzt. Die Fragestellung ist also weitgehend identisch. Nur die Aussagen, ob die Nachbarn gut miteinander auskommen und

dieselben Werte teilen, gehen über diese allgemeine Einschätzung hinaus. Man kann sich deshalb fragen, ob diese zwei Skalen nicht nahezu dasselbe messen, nämlich eine generelle Vertrauensbereitschaft gegenüber unbekannten Personen. Wenn dies der Fall ist, darf generalisiertes Vertrauen nicht als Prädiktor in ein Modell zur Erklärung von sozialer Kohäsion im Quartier aufgenommen werden. Eine genauere Auswertung der Daten zeigt weitere interessante Eigenheiten von generalisiertem Vertrauen: Erstens weisen Migrantinnen ein signifikant tieferes Niveau an generalisiertem Vertrauen auf als einheimische Mütter. Dies lässt sich damit erklären, dass der Wechsel in eine fremde Umgebung die Grundlagen des Vertrauens untergräbt. Luhmann argumentiert, dass Vertrautheit die Grundvoraussetzung von Vertrauen darstellt. Vertrautheit definiert er als die fraglos-selbstverständlich wahrgenommene Welt. Sie formt den Hintergrund aller Erfahrungen (vgl. Luhmann 2000: 22–23). Vertrautheit entspricht Alfred Schütz' Konzept der relativ-natürlichen Weltanschauung, die den fraglosen Boden aller Erfahrungen bildet (vgl. Schütz und Luckmann 2003: 29–30). Migration erschüttert diese Vertrautheit durch die Erfahrung, dass das „Denken-wie-üblich“ in der neuen Umgebung versagt (vgl. Schütz 2002: 80–81). Die Orientierung am Gewesenen (vgl. Luhmann 2000: 21) ist für Migranten nicht möglich. Für sie bieten die Zivilisationsmuster der neuen Umgebung keinen Schutz und kein Mittel, um problematische Situationen zu analysieren, sondern sie stellen selbst eine problematische Situation dar (vgl. Schütz 2002: 89). Migration erschüttert so die grundlegenden Voraussetzungen von Vertrauen in andere Menschen. Zudem zeigen Alesina et al., dass die Zugehörigkeit zu einer Gruppe, die historisch diskriminiert wurde, das generalisierte Vertrauen zusätzlich schwächt (vgl. Alesina und La Ferrara 2000: 8). Dies dürfte umso mehr gelten, wenn eine Gruppe aktuell diskriminiert wird, wie das für viele Migrantinnen und Migranten der Fall ist. Zweitens besteht zusätzlich zum tieferen Niveau an generalisiertem Vertrauen ein Interaktionseffekt zwischen der Herkunft einer Person und ihrem generalisierten Vertrauen. Menschen, die migriert sind, werden in ihrer Wahrnehmung der Kohäsion in der Nachbarschaft stärker von ihrer allgemeinen Vertrauensbereitschaft beeinflusst als Personen, die in der Schweiz geboren wurden. Dieser Unterschied ist umso grösser, je höher das Niveau des generalisierten Vertrauens ist. Die Interaktion verschwindet auch nicht, wenn man die Dichte der sozialen Netzwerke mit Nachbarn in die Analyse einbezieht. Sie kann also nicht damit erklärt werden, dass Migrantinnen ihre Nachbarn weniger gut kennen. Für Migrantinnen ist das Leben in ihrer neuen Wohnumgebung eine ungewohnte und unvertraute Situation. Bei der Einschätzung einer

solchen Situation ist der Einfluss von generalisierten Erwartungen stärker (vgl. Koller 1997: 16). Migrantinnen werden deshalb in ihrem Urteil über die soziale Kohäsion im Quartier stärker von generalisierten Vertrauen beeinflusst als Personen, die in der Schweiz geboren wurden. Auffällig ist auch, dass zwischen den einzelnen Quartieren Unterschiede im Niveau des durchschnittlichen generalisierten Vertrauens bestehen. Diese sind sogar stärker ausgeprägt als die Unterschiede im Niveau der sozialen Kohäsion. In der Forschungsliteratur wird dazu diskutiert, dass es eine Rückwirkung von Quartiereigenschaften auf das individuelle generalisierte Vertrauen geben könnte. Ross und Jang konnten zeigen, dass die wahrgenommene Belastung durch *disorder* in einem Quartier das Misstrauen der Bewohner gegenüber Menschen allgemein erhöht. Informelle soziale Beziehungen mit Nachbarn können diesen Zusammenhang vermindern, aber nicht neutralisieren (vgl. Ross und Jang 2000: 409–413). Benachteiligte Personen mit tiefem Einkommen, Minoritätenstatus oder geringer Bildung leben in Quartieren, die einem höheren Niveau an *disorder* ausgesetzt sind. Die tägliche Konfrontation mit Anzeichen von *disorder* führt die Anwohner in einem Lernprozess zur Überzeugung, dass man anderen Leuten nicht vertrauen kann und verstärkt gleichzeitig ihr Gefühl von Machtlosigkeit. Überdies fühlen sich benachteiligte Personen auch aufgrund ihrer individuellen Situation machtloser und haben häufiger den Eindruck, ihr Leben werde von Kräften geprägt, die ausserhalb ihrer eigenen Kontrolle liegen. Diese wahrgenommene Machtlosigkeit verschärft den Effekt von *disorder* auf Misstrauen (vgl. Ross 2001: 571–582). Es gibt also Hinweise auf eine indirekte Wirkung von Quartiereigenschaften auf soziale Kohäsion, die über wahrgenommene Machtlosigkeit und ein vermindertes Niveau an generalisiertem Vertrauen vermittelt werden. Im Modell, das ich in der vorliegenden Arbeit untersuche, wird generalisiertes Vertrauen als unabhängiger Einflussfaktor auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion verstanden. Falls *disorder* im Quartier die Wahrnehmung von generalisiertem Vertrauen verringert, wäre es angemessener, generalisiertes Vertrauen als intervenierenden Faktoren zu konzipieren und ein entsprechendes Modell zu berechnen.

Es gibt erst wenige Studien, die anhand von Mehrebenenmodellen soziale Kohäsion in der Nachbarschaft auf Individual- und Quartierebene untersuchen. Über eine Schweizer Stadt ist mir keine derartige Studie bekannt. Die vorliegende Arbeit schliesst deshalb eine Forschungslücke, indem sie zeigt, dass auch in Zürich sowohl Kompositions- als auch Kontexteffekte bestehen, die unterschiedliche

Quartierniveaus von sozialer Kohäsion erklären können. Die vorliegende Studie ermöglicht einen ersten Einblick in die Kohäsionswahrnehmung von Migrantinnen. Vor allem fremdsprachige Migrantinnen und Migranten werden in allgemeinen Bevölkerungsbefragungen aus praktischen Gründen oft vernachlässigt. Ihre Wahrnehmung von sozialer Kohäsion ist jedoch speziell interessant, da sie oft in ausgeprägt heterogenen und mit Problemen belasteten Quartieren wohnen, in denen die Kohäsion gefährdet ist. Eine Einschränkung der vorliegenden Studie liegt darin, dass unklar ist, wie weit sich die Ergebnisse verallgemeinern lassen. Die Stichprobenziehung nach Schulen führt dazu, dass die Quartierbevölkerungen möglicherweise nicht korrekt repräsentiert sind. Zudem habe ich festgehalten, dass eine Stichprobe aus Eltern die Bevölkerung von Quartieren mit individualisierter Haushaltstruktur und geringer Stabilität der Wohnbevölkerung nur schlecht abbildet. Deshalb dürften meine Ergebnisse in einigen Punkten abweichen von Studien, die mit allgemeinen Bevölkerungsstichproben arbeiten. Die Übertragbarkeit der Ergebnisse auf andere Bevölkerungsgruppen ist deshalb kritisch zu beurteilen und wäre im Einzelnen zu überprüfen. Da die Stichprobe zu fast 95 % aus Müttern besteht, könnte es schon fraglich sein, ob sich die Ergebnisse auf Eltern verallgemeinern lassen.

Die Resultate von Untersuchungen über Nachbarschaftphänomene sind schwierig zu interpretieren. Auf Quartierebene überschneiden sich verschiedenste Mechanismen. Zunächst bestehen Kompositionseffekte: Individuelle Merkmale von Personen, wie bestimmte Wohnpräferenzen oder ihre finanzielle Situation, bestimmen, in welchem Quartier sie wohnen. Quartiere unterscheiden sich deshalb in der Zusammensetzung ihrer Bewohner. In den Wohngebieten prägen die Bewohner soziale Mechanismen auf Quartierebene. So können Kontexteffekte entstehen: Die Eigenschaften der Wohngegend wirken zurück auf die Individuen, indem sie beispielsweise die Sozialisationsbedingungen für Kinder prägen. Zudem gibt es die Sicht von Aussenstehenden auf das Quartier. Sie prägt die Einstellungen der Anwohner mit, beeinflusst aber auch die Selektion von Individuen in die Quartiere. Schliesslich beeinflussen individuelle Merkmale die Art und Weise, wie Bewohner ihre Nachbarn wahrnehmen. Diese Simultanität von Phänomenen führt dazu, dass kausale Schlüsse nur sehr schwierig zu ziehen sind (vgl. Sampson 2003: 977). Ich habe einige Erklärungsansätze für die beobachteten Quartierunterschiede und für die individuellen Unterschiede in der Wahrnehmung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft skizziert. Um die Sozialstruktur und die Belastung von Quartieren

zu beschreiben, hatte ich mit den Faktoren Sozialstatus/Homogenität und Individualisierung sowie mit dem Index *disorder* lediglich drei Prädiktoren zur Verfügung, von denen zwei zudem stark korrelieren. Dies lässt nur sehr summarische Aussagen über die Zusammenhänge auf Quartierebene zu. So bleibt unklar, welches die spezifischen Effekte von kultureller Heterogenität, von sozioökonomischen Status und von *disorder* auf die soziale Kohäsion in der Nachbarschaft sind. Es wäre deshalb wichtig, in weiteren Analysen zusätzliche Strukturmerkmale der Quartiere zu berücksichtigen. Um die komplexen Wechselwirkungen zwischen Individuen und Quartieren zu erfassen, sollten die Alters- und Haushaltsstruktur der einheimischen und der zugewanderten Bevölkerung, und die Zusammensetzung beider Gruppen nach sozioökonomischem Status berücksichtigt werden. Möglicherweise sind auch weitere Eigenschaften der Sozial-, Bebauungs- oder Nutzungsstruktur von Quartieren bedeutend. Die wenigsten Studien zur sozialen Kohäsion berücksichtigen Einstellungsvariablen auf Individualebene. Mit dem Einbezug des Familienklimas und des generalisierten Vertrauens versuche ich deshalb, zusätzliche Faktoren zu kontrollieren. Vor allem der starke Einfluss des generalisierten Vertrauens auf die Wahrnehmung von sozialer Kohäsion scheint die Berücksichtigung dieser Variablen zu rechtfertigen. Diese Entscheidung führt aber auch zu Problemen. Einerseits habe ich ausgeführt, dass unklar ist, wie stark die Wahrnehmung der sozialen Kohäsion und allenfalls auch des Familienklimas von der allgemeinen Vertrauensbereitschaft einer Person abhängen. Andererseits erzeugen Einstellungsfragen eher sozial erwünschte Antworten, wie sich aufgrund der negativen Korrelation von generalisiertem Vertrauen und Familienklima vermuten lässt. Die Frage nach dem Familienklima wird möglicherweise von Personen mit tiefem generalisiertem Vertrauen positiver beantwortet, weil sie weniger Vertrauen in die Interviewerin haben. Der Anteil an erklärter Varianz auf individueller Ebene ist in den berechneten Modellen mit knapp 14 % nicht sehr hoch. Auch auf dieser Ebene scheint deshalb die Berücksichtigung weiterer Determinanten angezeigt. So könnte es ertragreich sein, zu untersuchen, ob die tatsächlich im Quartier verbrachte Zeit die Wahrnehmung der sozialen Kohäsion beeinflusst. Um den Effekte von Migration genauer zu untersuchen, wären weitere Variablen wie die Aufenthaltsdauer in der Schweiz oder die Deutschkenntnisse einer Person von Interesse. Auch auf Individualebene bleiben Fragen offen: Warum haben Berufsposition und finanzielle Probleme einen unterschiedlichen Einfluss auf die Kohäsionswahrnehmung? Gibt es Rückwirkungen von Quartiereigenschaften

auf das individuelle generalisierte Vertrauen, welche wiederum die Kohäsionswahrnehmung beeinflussen?

Schliesslich sollte man bedenken, dass soziale Kohäsion in der Nachbarschaft nicht nur positive Auswirkungen hat. Sehr kohäsive Nachbarschaften können auch ein Hinweis dafür sein, dass verschiedene soziale Gruppen innerhalb einer Stadt stark segregiert sind. Vom nachbarschaftlichen Zusammenhalt profitieren dann nur kleine Gruppen gleich gesinnter Menschen, unter Ausschluss aller anderen. Stehen solche Nachbarschaften miteinander im Konflikt, können sie zu einer gespaltenen und fragmentierten Stadt beitragen (vgl. Forrest und Kearns 2001: 2128). Beschränkt man die Untersuchung auf kleinräumige Nachbarschaften und Quartiere, übersieht man derartige negative Kohäsionseffekte leicht. Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft sollte deshalb immer auf verschiedenen Analyseebenen und in einem weiteren städtischen Kontext betrachtet werden.

6. Literaturverzeichnis

- Alesina, Alberto, Arnaud Devleeschauwer, William Easterly, Sergio Kurlat und Romain Wacziarg (2003): Fractionalization. In: *Journal of Economic Growth* 8 (2): 155–194.
- Alesina, Alberto und Aliana La Ferrara (2000): The Determinants of Trust. In: *NBER Working Paper Series*: 32. Verfügbar unter: <http://www.nber.org/papers/w7621>. Stand 24.9.2008.
- Bortz, Jürgen (1999): *Statistik für Sozialwissenschaftler*. Berlin.
- Browne, William und Jon Rasbash (2004): Multilevel Modelling. In: Hardy, Melissa und Alan Bryman (Hrsg.): *Handbook of Data Analysis*. London: 459–479.
- Buck, Ernst und Hans Werner Bierhoff (1986): Verlässlichkeit und Vertrauenswürdigkeit: Skalen zur Erfassung des Vertrauens in eine konkrete Person. In: *Zeitschrift für Differenzielle und Diagnostische Psychologie* 7 (4): 205–223.
- Chan, Joseph, Ho-Pong To und Elaine Chan (2006): Reconsidering Social Cohesion: Developing a Definition and Analytical Framework for Empirical Research. In: *Social Indicators Research* (75): 273–302.
- Dekker, Karien und Gideon Bolt (2005): Social Cohesion in Post-war Estates in the Netherlands: Differences between Socioeconomic and Ethnic Groups. In: *Urban Studies* 42 (13): 2447–2470.
- Duncan, Terry E., Susan C. Duncan, Okut Hayrettin, Lisa A. Strycker und Hollie Hix-Small (2003): A Multilevel Contextual Model of Neighborhood Collective Efficacy. In: *American Journal of Community Psychology* 32 (3/4): 245–252.
- Eisner, Manuel, Patrik Manzoni und Ruth Schmid (2000): Lebensqualität und Sicherheit im Wohnquartier. Chur und Zürich.
- Eisner, Manuel und Denis Ribeaud (2005): A Randomised Field Experiment to Prevent Violence. The Zurich Intervention and Prevention Project at Schools, ZIPPS. In: *European Journal of Crime, Criminal Law and Criminal Justice* 13 (1): 27–43.
- Eisner, Manuel und Denis Ribeaud (2007): Conducting a Criminological Survey in a Culturally Diverse Context: Lessons Learned from the Zurich Study on the Social Development of Children. In: *European Journal of Criminology* 4 (3): 271–298.
- Elias, Norbert und John L. Scotson (2002): *Etablierte und Außenseiter*. Frankfurt am Main.
- Fahrmeir, Ludwig, Rita Künstler, Iris Pigeot und Gerhard Tutz (2003): Statistik. Der Weg zur Datenanalyse. Berlin, Heidelberg und New York.
- Falk, Armin und Christian Zehnder (2006): *Discrimination and In-group Favoritism in a Citywide Trust Experiment*. Verfügbar unter: <http://www.emp.uni-bonn.de/index.php?id=3173>. Stand: 24.9.2008.
- Farwick, Andreas (2001): *Segregierte Armut in der Stadt. Ursachen und soziale Folgen der räumlichen Konzentration von Sozialhilfeempfängern*. Opladen.
- Forrest, Ray und Ade Kearns (2001): Social Cohesion, Social Capital and the Neighbourhood. In: *Urban Studies* 38 (12): 2125–2141.
- Friedrichs, Jürgen und Dietrich Oberwittler (2007): Soziales Kapital in Wohngebieten. In: Franzen, Axel und Markus Freitag (Hrsg.): *Sozialkapital. Grundlagen und Anwendungen*. Wiesbaden: 450–486.
- Ganzeboom, Harry B. G. und Donald J. Treiman (1996): Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations. In: *Social Science Research* 25: 201–239.
- Garcia, R. Marie, Ralph B. Taylor und Brian A. Lawton (2007): Impacts of Violent Crime and Neighborhood Structure on Trusting Your Neighbors. In: *Justice Quarterly* 24 (4): 679–704.
- Garson, G. David (o. J. a): Data Imputation for Missing Values. In: *Statnotes. Topics in Multivariate Analysis*. Verfügbar unter: <http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/statnote.htm>. Stand: 24.9.2008.
- Garson, G. David (o. J. b): Weighted Least Squares (WLS) Regression. In: *Statnotes. Topics in Multivariate Analysis*. Verfügbar unter: <http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/statnote.htm>. Stand: 6.1.2008.

- Gestring, Norbert, Andrea Janßen und Ayça Polat (2006): *Prozesse der Integration und Ausgrenzung. Türkische Migranten der zweiten Generation*. Wiesbaden.
- Goto, Sharon G. (1996): To Trust or not to Trust: Situational and Dispositional Determinants. In: *Social Behaviour and Personality* 24 (2): 119–132.
- Hamilton, David L. und Steven J. Sherman (1996): Perceiving Persons and Groups. In: *Psychological Review* 103 (2): 336–355.
- Häußermann, Hartmut, Martin Kronauer und Walter Siebel (Hrsg.) (2004): *An den Rändern der Städte. Armut und Ausgrenzung*. Frankfurt am Main.
- Häußermann, Hartmut und Walter Siebel (2002): Die Mühen der Differenzierung. In: Löw, Martina (Hrsg.): *Differenzierungen des Städtischen*. Opladen: 29–67.
- Hengartner, Thomas (1999): *Forschungsfeld Stadt. Zur Geschichte der volkskundlichen Erforschung städtischer Lebensformen*. Berlin, Hamburg.
- Hipp, John R. und Andrew Perrin (2006): Nested Loyalties: Local Networks' Effects on Neighbourhood and Community Cohesion. In: *Urban Studies* 43 (13): 2503–2523.
- Hirsig, René (2003a): *Statistische Methoden in den Sozialwissenschaften*. Band 1. Zürich.
- Hirsig, René (2003b): *Statistische Methoden in den Sozialwissenschaften*. Band 2. Zürich.
- Hox, Joop (2002): *Multilevel Analysis. Techniques and Applications*. Mahwah, New Jersey.
- Innes, Martin (2004): Signal crimes and signal disorders: notes on deviance as communicative action. In: *The British Journal of Sociology* 55 (3): 335–355.
- Innes, Martin und Vanessa Jones (2006): *Neighbourhood security and urban change. Risk, resilience and recovery*. York. Verfügbar unter: <http://www.jrf.org.uk/bookshop>. Stand: 24.9.2008.
- Inter-university Consortium for Political and Social Research (2008): *Project on Human Development in Chicago Neighborhoods*. Verfügbar unter: <http://www.icpsr.umich.edu/PHDCN/cs.html>. Stand: 24.9.2008.
- Jaccard, James und Robert Turrisi (2003): *Interaction Effects in Multiple Regression*. Thousand Oaks.
- Kasarda, John D. und Morris Janowitz (1974): Community Attachment in Mass Society. In: *American Sociological Review* 39 (3): 328–339.
- Kearns, Ade und Ray Forrest (2000): Social Cohesion and Multilevel Urban Governance. In: *Urban Studies* 37 (5–6): 995–1017.
- Kee, Herbert W. und Robert E. Knox (1970): Conceptual and methodological considerations in the study of trust and suspicion. In: *The Journal of Conflict Resolution* 14 (3): 357–366.
- Klages, Helmut (1968): *Der Nachbarschaftsgedanke und die nachbarliche Wirklichkeit in der Grossstadt*. Stuttgart.
- Koll-Schretzenmayr, Martina, Frank Ritterhoff und Walter Siebel (2005): Wie global ist die Weltstadthypothese? Soziale und räumliche Polarisierung in der europäischen Stadt. Das Beispiel Zürich. In: *DISP* 163 (4): 50–73.
- Koller, Michael (1997): Psychologie interpersonalen Vertrauens. Eine Einführung in theoretische Ansätze. In: Schweer, Martin K. W. (Hrsg.): *Interpersonales Vertrauen. Theorien und empirische Befunde*. Opladen/Wiesbaden: 13–26.
- Laurence, James und Anthony Heath (2008): *Predictors of community cohesion: multi-level modelling of the 2005 Citizenship Survey*. London. Verfügbar unter: <http://www.communities.gov.uk/corporate/publications/all/?view=Search+form> Stand: 24.9.2008.
- Lickel, Brian, David L. Hamilton, Amy Lewis, Steven J. Sherman, Grazyna Wiczorkowska und Neville A. Uhles (2000): Varieties of Groups and the Perception of Group Entitativity. In: *Journal of Personality and Social Psychology* 78 (2): 223–246.
- Luhmann, Niklas (2000): *Vertrauen. Ein Mechanismus der Reduktion sozialer Komplexität*. Stuttgart.
- Lynch, Scott M. (2003): *Missing Data (Soc 504)*. SOC 504 Course Website. Verfügbar unter: http://www.princeton.edu/~slynch/SOC_504. Stand: 24.9.2008.

- Markowitz, Fred E., Paul E. Bellair, Allen E. Liska und Jianhong Liu (2001): Extending Social Disorganization Theory: Modeling the Relationships between Cohesion, Disorder and Fear. In: *Criminology* 39 (2): 293–310.
- McAuley, William J. und Cheri L. Nutty (1982): Residential Preferences and Moving Behaviour: A Family Life-Cycle Analysis. In: *Journal of Marriage and the Family* 44 (2): 301–309.
- Misztal, Barbara A. (1996): *Trust in Modern Societies. The Search for the Bases of Social Order*. Cambridge.
- Newton, Kenneth (2007): Social and Political Trust. In: Dalton, Russell J. und Hans-Dieter Klingemann (Hrsg.): *The Oxford Handbook of Political Behaviour*. Oxford: 342–360.
- Nonnenmacher, Alexandra (2007): Eignen sich Stadtteile für den Nachweis von Kontexteffekten? Eine empirische Analyse am Beispiel von Disorder und Kriminalitätsfurcht. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 59 (3): 493–511.
- Oberwittler, Dietrich (2001): *Neighborhood cohesion and mistrust – ecological reliability and structural conditions*. Freiburg. Verfügbar unter: <http://www.mpicc.de/ww/de/pub/forschung/publikationen/onlinepub.htm> Stand: 24.9.2008.
- Odermatt, André (1997): *Eigentümerstrukturen des Wohnungsmarktes. Ein handlungstheoretischer Beitrag zur Erklärung der räumlich-sozialen Wohnstandortverteilung am Fallbeispiel Schweiz*. Münster.
- Petermann, Franz (1996): *Psychologie des Vertrauens*. Göttingen.
- Portes, Alejandro (1998): Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology. In: *Annual Review of Sociology* 24: 1–24.
- Präsidialdepartement der Stadt Zürich, Statistik Stadt Zürich (Hrsg.) (2005): *Statistisches Jahrbuch der Stadt Zürich 2005/2006*. Zürich.
- Preacher, Kristopher J., Patrick J. Curran und Daniel J. Bauer (2003): *Simple Intercepts, Simple Slopes, and Regions of Significance in HLM 2-Way Interactions*. Verfügbar unter: http://people.ku.edu/~preacher/interact/hlm2_instructions.pdf. Stand: 24.9.2008.
- Preacher, Kristopher J., Patrick J. Curran und Daniel J. Bauer (2006): Computational tools for probing interaction effects in multiple linear regression, multilevel modeling, and latent curve analysis. In: *Journal of Educational and Behavioral Statistics* 31: 437–448. Online-Werkzeug verfügbar unter: <http://people.ku.edu/~preacher/interact/index.html>. Stand: 24.9.2008.
- Raudenbush, Stephen W. und Robert J. Sampson (1999): Ecometrics: Toward a Science of Assessing Ecological Settings, with Application to the Systematic Social Observation of Neighborhoods. In: *Sociological Methodology* 29: 1–41.
- Rosenberg, Morris (1956): Misanthropy and Political Ideology. In: *American Sociological Review* 21 (6): 690–695.
- Ross, Catherine E. (2001): Powerlessness and the Amplification of Threat: Neighborhood Disadvantage, Disorder, and Mistrust. In: *American Sociological Review* 66 (August): 568–591.
- Ross, Catherine E. und Sung Joon Jang (2000): Neighborhood Disorder, Fear, and Mistrust: The Buffering Role of Social Ties with Neighbors. In: *American Journal of Community Psychology* 28 (4): 401–420.
- Rotter, Julian B. (1971): Generalized Expectancies for Interpersonal Trust. In: *American Psychologist* 26: 443–452.
- Sampson, Robert J. (1991): Linking the Micro- and Macrolevel Dimensions of Community Social Organization. In: *Social Forces* 70 (1): 43–64.
- Sampson, Robert J. (2003): Neighborhoods. In: Christensen, Karen und David Levinson (Hrsg.): *The encyclopedia of community. From the village to the virtual world*. Thousand Oaks: 973–977.
- Sampson, Robert J., Jeffrey D. Morenoff und Thomas Gannon-Rowley (2002): Assessing “Neighborhood Effects”: Social Processes and New Directions in Research. In: *Annual Review of Sociology* 28: 443–478.

- Sampson, Robert J. , Stephen W. Raudenbush und Felton Earls (1997): Neighborhoods and Violent Crime: A Multilevel Study of Collective Efficacy. In: *Science* 277: 918–924.
- Sampson, Robert J. und Byron W. Groves (1989): Community Structure and Crime: Testing Social-Disorganization Theory. In: *The American Journal of Sociology* 94 (4): 774–802.
- Sampson, Robert J., Jeffrey D. Morenoff und Felton Earls (1999): Beyond Social Capital: Spatial Dynamics of Collective Efficacy for Children. In: *American Sociological Review* 64 (5): 633–660.
- Schlenker, Barry R., Bob Helm und James T. Tedeschi (1973): The Effects of Personality and Situational Variables on Behavioural Trust. In: *Journal of Personality and Social Psychology* 25 (3): 419–427.
- Schütz, Alfred (2002): Der Fremde. Ein sozialpsychologischer Versuch. In: Merz-Benz, Peter-Ulrich und Gerhard Wagner (Hrsg.): *Der Fremde als sozialer Typus. Klassische soziologische Texte zu einem aktuellen Phänomen*. Konstanz: 73–92.
- Schütz, Alfred und Thomas Luckmann (2003): *Strukturen der Lebenswelt*. Konstanz.
- Schweer, Martin K. W. (1997): Interpersonales Vertrauen im Spiegel aktueller Forschung. In: Schweer, Martin K. W. (Hrsg.): *Interpersonales Vertrauen. Theorien und empirische Befunde*. Opladen/Wiesbaden: 9–12.
- Scott, Cuthbert L. (1980): Interpersonal Trust: A Comparison of Attitudinal and Situational Factors. In: *Human Relations* 33 (11): 80.
- Shaw, Clifford R. und Henry D. McKay (1969): *Juvenile Delinquency and Urban Areas. A Study of Rates of Delinquency in Relation to Differential Characteristics of Local Communities in American Cities*. Chicago und London.
- Skogan, Wesley G. (1990): *Disorder and Decline. Crime and the Spiral of Decay in American Neighborhoods*. Berkeley und Los Angeles.
- Snijders, Tom A. B. und Roal J. Bosker (1999): Multilevel Analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modeling. London.
- Stack, Lois C. (1978): Trust. In: London, Harvey und John E. Exner (Jr.) (Hrsg.): *Dimensions of Personality*. New York: 561–599.
- Stadt Zürich Statistik und Statistisches Amt des Kantons Zürich, Stadt Zürich (2008): *Deutlich weniger Wohnungen verfügbar. Medienmitteilung vom 5. August 2008*. Verfügbar unter: http://www.statistik.zh.ch/themenportal/themen/aktuell_detail.php?id=2552&mt=0&tb=6. Stand: 24.9.2008.
- Stadtentwicklung Zürich (2005): *Bevölkerungsbefragung 2005*. Zürich. Verfügbar unter: <http://www.stadt-zuerich.ch/internet/stez/stez/publikationen/PublikationenNachThema/bevbefragung.html>. Stand: 24.9.2008.
- Subramanian, S. V. , Kimberly A. Lochner und Ichiro Kawachi (2003): Neighborhood differences in social capital: a compositional artifact or a contextual construct? In: *Health & Place* 9: 33–40.
- Sztompka, Piotr (1999): *Trust. A Sociological Theory*. Cambridge.
- Tabachnick, Barbara G. und Linda S. Fidell (2007): *Using Multivariate Statistics*. Boston.
- Thum, K. (1981): Soziale Bindungen an das Wohnviertel. In: Bodzenta, Erich, Imfried Speiser und K. Thum (Hrsg.): *Wo sind Grossstädter daheim? Studien über Bindungen an das Wohnviertel*. Graz: 33–108.
- Toothaker, Larry E. (1993): *Multiple Comparison Procedures*. Newbury Park.
- Van der Laan Bouma-Doff, Wenda (2007): Involuntary Isolation: Ethnic Preferences and Residential Segregation. In: *Journal of Urban Affairs* 20 (3): 289–309.
- Von Hippel, Paul T. (2004): Biases in SPSS 12.0 Missing Value Analysis. In: *The American Statistician* 58 (2): 160–164.
- Wacquant, Loïc J. D. (2004): Roter Gürtel, Schwarzer Gürtel. Rassentrennung, Klassenungleichheiten und der Staat in der französischen städtischen Peripherie und im amerikanischen Ghetto. In: Häußermann, Hartmut, Martin Kronauer und Walter Siebel (Hrsg.): *An den Rändern der Städte. Armut und Ausgrenzung*. Frankfurt: 148–200.

- Wikström, Per-Olof H. und David A. Butterworth (2006): *Adolescent Crime. Individual differences and lifestyles*. Cullompton.
- Wilson, William Julius (1987): *The Truly Disadvantaged. The Inner City, the Underclass and Public Policy*. Chicago.

7. Verzeichnis der Tabellen und Grafiken

Tabelle 1: Übersicht über die besprochenen Studien zu den Determinanten von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft _____	18
Tabelle 2: Bivariate Korrelationen zwischen dem Index Soziale Kohäsion und Strukturmerkmalen der Quartiere _____	52
Tabelle 3: Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse mit Varimax-Rotation _____	54
Tabelle 4: Multiples lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung z-proso) _____	60
Tabelle 5: Multiples lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung Bevölkerungsbefragung) _____	60
Tabelle 6: Deskriptive Auswertung der Individualdaten _____	65
Tabelle 7: Bivariate Korrelationen zwischen dem Index Soziale Kohäsion und individuellen Merkmalen _____	66
Tabelle 8: Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (Messung z-proso) _____	71
Grafik 1: Modell der Wahrnehmung von sozialer Kohäsion in der Nachbarschaft auf Quartier- und Individualebene _____	12
Grafik 2: Modell der erwarteten Zusammenhänge _____	29
Grafik 3: Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft in der Stadt Zürich _____	47
Grafik 4: Soziale Kohäsion in der Nachbarschaft in Zürcher Quartieren _____	48
Grafik 5: Quartiermittelwerte des Indexes Soziale Kohäsion in der Bevölkerungsbefragung und in der z-proso-Studie _____	49
Grafik 6: Zürcher Quartiere auf den Dimensionen Individualisierung und sozioökonomischer Status/kulturelle Homogenität _____	55
Grafik 7: Faktorwerte der Zürcher Quartiere auf den Dimensionen Individualisierung und sozioökonomischer Status/kulturelle Homogenität _____	56
Grafik 8: Belastung der Zürcher Quartiere mit <i>disorder</i> _____	57
Grafik 9: Interaktion Generalisiertes Vertrauen x Herkunft _____	75

8. Anhang

Anhang 1:	Variablen Soziale Kohäsion	95
Anhang 2:	Index Soziale Kohäsion	97
Anhang 3:	Soziale Kohäsion in den Zürcher Quartieren	98
Anhang 4:	Paarweise Mittelwertvergleiche des Indexes Soziale Kohäsion	99
Anhang 5:	Sozialstrukturmerkmale und Belastung mit <i>disorder</i> in Zürcher Quartieren	100
Anhang 6:	Hauptkomponentenanalyse der Sozialstrukturvariablen	101
Anhang 7:	Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung z-proso, Modell 1)	103
Anhang 8:	Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung z-proso, Modell 2)	105
Anhang 9:	Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung z-proso, Modell 3)	107
Anhang 10:	Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung z-proso, Modell 4)	109
Anhang 11:	Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung Bevölkerungsbefragung, Modell 1)	112
Anhang 12:	Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung Bevölkerungsbefragung, Modell 2)	113
Anhang 13:	Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung Bevölkerungsbefragung, Modell 3)	114
Anhang 14:	Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung Bevölkerungsbefragung, Modell 4)	115
Anhang 15:	Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (EM-Imputation, Modell 1)	117
Anhang 16:	Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (EM-Imputation, Modell 2)	119
Anhang 17:	Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (EM-Imputation, Modell 3)	122
Anhang 18:	Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (EM-Imputation, Modell 4)	125
Anhang 19:	Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (EM-Imputation, Modell 5)	131
Anhang 20:	Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (Listwise deletion, Modell 1)	134
Anhang 21:	Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (Listwise deletion, Modell 2)	136
Anhang 22:	Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (Listwise deletion, Modell 3)	139
Anhang 23:	Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (Listwise deletion, Modell 4)	142

Anhang 1: Variablen Soziale Kohäsion

Variable V3110: People around here are willing to help their neighbours.

		Frequency	Percent
Valid	1 strongly disagree	67	5.5
	2 rather disagree	95	7.8
	3 neither agree nor disagree	74	6.1
	4 rather agree	499	41.0
	5 strongly agree	451	37.0
	Total	1186	97.4
Missing	7 Does not apply	5	.4
	8 Don't know/Can't remember	25	2.1
	9 No answer/Answer refused	2	.2
	Total	32	2.6
Total		1218	100.0

Variable V3120: This is a close-knit neighbourhood.

		Frequency	Percent
Valid	1 strongly disagree	109	8.9
	2 rather disagree	177	14.5
	3 neither agree nor disagree	200	16.4
	4 rather agree	450	36.9
	5 strongly agree	247	20.3
	Total	1183	97.1
Missing	7 Does not apply	6	.5
	8 Don't know/Can't remember	26	2.1
	9 No answer/Answer refused	3	.2
	Total	35	2.9
Total		1218	100.0

Variable V3130: People in this neighbourhood can be trusted.

		Frequency	Percent
Valid	1 strongly disagree	70	5.7
	2 rather disagree	85	7.0
	3 neither agree nor disagree	165	13.5
	4 rather agree	469	38.5
	5 strongly agree	371	30.5
	Total	1160	95.2
Missing	7 Does not apply	7	.6
	8 Don't know/Can't remember	49	4.0
	9 No answer/Answer refused	2	.2
	Total	58	4.8
Total		1218	100.0

Variable V3140: People in this neighbourhood generally don't get along with each other.

		Frequency	Percent
Valid	1 strongly disagree	416	34.2
	2 rather disagree	480	39.4
	3 neither agree nor disagree	144	11.8
	4 rather agree	103	8.5
	5 strongly agree	37	3.0
	Total	1180	96.9
Missing	7 Does not apply	4	.3
	8 Don't know/Can't remember	33	2.7
	9 No answer/Answer refused	1	.1
	Total	38	3.1
Total		1218	100.0

Variable V3150: People in this neighbourhood share the same values.

		Frequency	Percent
Valid	1 strongly disagree	144	11.8
	2 rather disagree	259	21.3
	3 neither agree nor disagree	226	18.6
	4 rather agree	399	32.8
	5 strongly agree	90	7.4
	Total	1118	91.8
Missing	7 Does not apply	11	.9
	8 Don't know/Can't remember	85	7.0
	9 No answer/Answer refused	4	.3
	Total	100	8.2
Total		1218	100.0

Anhang 2: Index Soziale Kohäsion

Reliabilität Index Soziale Kohäsion

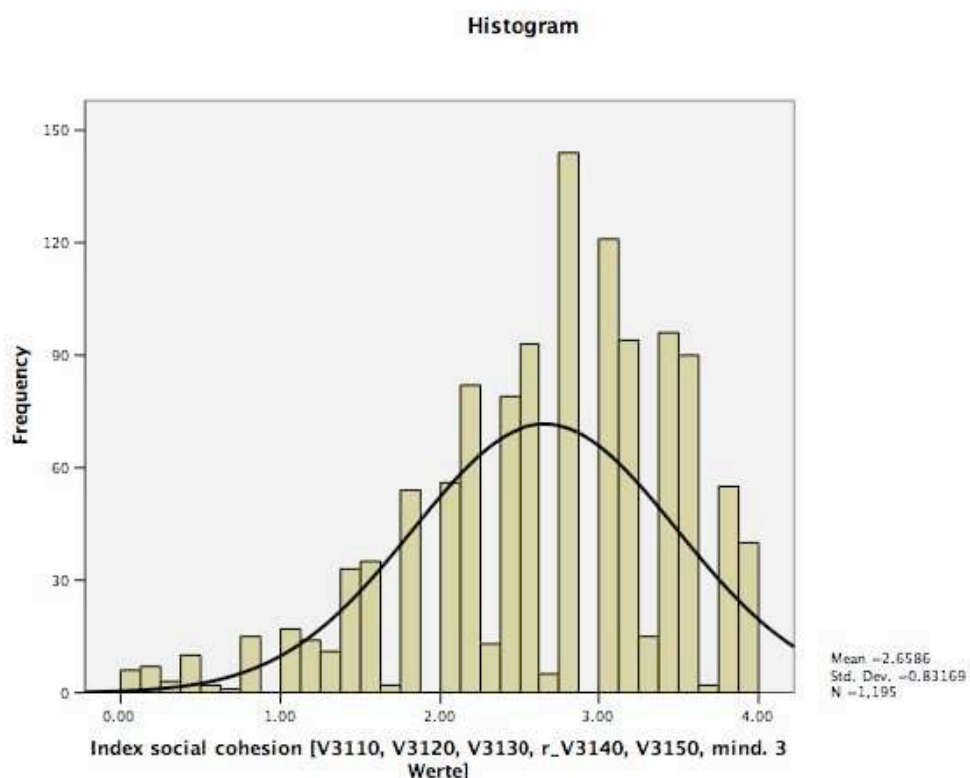
	N Valid	Items	M	Var	SD	Cronbach's Alpha
Index Soziale Kohäsion	1052	5	18.47	16.16	4.02	.762

	M	SD	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
V3110: People around here are willing to help their neighbours.	4.06	1.07	14.42	10.66	.622	.687
V3120: This is a close knit neighbourhood.	3.52	1.20	14.95	10.13	.601	.692
V3130: People in this neighbourhood can be trusted.	3.88	1.11	14.60	10.38	.634	.681
V3140 (umgepolt): People in this neighbourhood generally [do] get along with each other.	3.97	1.04	14.51	12.06	.419	.755
V3150: People in this neighbourhood share the same values.	3.05	1.19	15.42	11.57	.394	.768

Verteilung Index Soziale Kohäsion

M	Mdn	Mode	SD	Skewness	Kurtosis	N Valid	N Missing
2.66	2.80	2.80	.83	-.73	.331	1193	23

Vom Gesamtindex wurde 1 subtrahiert



Anhang 3: Soziale Kohäsion in den Zürcher Quartieren

Stadtquartier	Index Soziale Kohäsion					N
	M	SD	Mdn	Min	Max	
Wollishofen	2.58	0.77	2.60	0.20	3.80	69
Leimbach	2.95	0.68	2.90	1.40	4.00	24
Enge	2.76	0.82	2.80	0.80	4.00	26
Alt-Wiedikon	2.18	0.51	2.20	1.40	3.00	10
Friesenberg	2.75	0.83	2.80	0.00	4.00	104
Sihlfeld	2.63	0.87	2.80	0.00	4.00	82
Langstrasse	2.35	1.14	2.40	0.20	4.00	27
Hard	2.36	0.81	2.50	0.20	3.60	28
Gewerbeschule	2.49	1.12	2.53	0.20	4.00	28
Escher Wyss	3.06	0.80	3.25	1.33	4.00	13
Unterstrass	2.39	0.42	2.20	2.00	3.40	12
Oberstrass	3.14	0.52	3.20	2.00	4.00	19
Fluntern	2.95	0.74	3.10	1.40	4.00	18
Hottingen	2.92	0.59	3.00	1.33	3.80	52
Hirslanden	3.00	0.54	3.00	1.80	3.80	31
Witikon	2.63	0.78	2.80	0.80	3.80	21
Albisrieden	2.87	0.64	3.00	1.20	4.00	59
Altstetten	2.58	0.88	2.80	0.00	4.00	107
Höngg	2.81	0.74	3.00	0.20	4.00	96
Wipkingen	2.92	0.75	3.00	0.80	4.00	20
Affoltern	2.66	0.76	2.70	0.40	4.00	84
Oerlikon	2.82	0.86	3.00	0.33	4.00	51
Seebach	2.59	0.97	2.80	0.00	4.00	37
Saatlen	2.40	0.82	2.40	0.40	4.00	69
Schwamendingen Mitte	2.14	0.91	2.00	0.40	3.75	27
Hirzenbach	2.38	0.91	2.40	0.20	4.00	81
Total	2.66	0.83	2.80	0.00	4.00	1195

Anhang 4: Paarweise Mittelwertvergleiche des Indexes Soziale Kohäsion

	Leimbach	Enge	Alt-Wiedikon	Friesenberg	Sihlfeld	Langstrasse	Hard	Gewerbeschule	Escher Wyss	Unterstrass	Oberstrass	Fluntern	Hottingen	Hirslanden	Witikon	Albisrieden	Altstetten	Höngg	Wipkingen	Affoltern	Oerlikon	Seebach	Saatlen	Schwamendingen	Mitte	Hirzenbach
Mittelwert	2.58	2.95	2.76	2.18	2.75	2.63	2.35	2.36	2.49	3.06	2.39	3.14	2.95	2.92	3.00	2.63	2.87	2.58	2.81	2.92	2.66	2.82	2.59	2.40	2.40	2.14
Wollishofen	-0.37	-0.18	0.40	-0.17	-0.05	0.23	0.22	0.09	-0.48	0.19	-0.56	-0.37	-0.34	-0.42	-0.05	-0.29	-0.00	-0.23	-0.33	-0.08	-0.24	-0.01	0.18	0.44	0.20	
Leimbach		0.19	0.77	0.20	0.32	0.60	0.59	0.46	-0.11	0.57	-0.18	0.01	0.03	-0.05	0.33	0.09	0.37	0.14	0.04	0.29	0.13	0.36	0.55	0.81	0.58	
Enge			0.58	0.02	0.14	0.41	0.40	0.27	-0.30	0.38	-0.37	-0.18	-0.16	-0.24	0.14	-0.10	0.18	-0.05	-0.15	0.11	-0.05	0.17	0.36	0.62	0.39	
Alt-Wiedikon ^a				-0.57	-0.45	-0.17	-0.18	-0.31	-0.88	-0.21	-0.96*	-0.77	-0.74	-0.82*	-0.45	-0.69	-0.40	-0.63	-0.73	-0.48	-0.64	-0.41	-0.22	0.04	-0.20	
Friesenberg					0.12	0.40	0.39	0.26	-0.31	0.36	-0.39	-0.20	-0.17	-0.25	0.12	-0.12	0.16	-0.06	-0.17	0.09	-0.07	0.15	0.35	0.61	0.37	
Sihlfeld						0.27	0.27	0.14	-0.43	0.24	-0.51	-0.32	-0.29	-0.38	0.00	-0.24	0.04	-0.18	-0.29	-0.03	-0.19	0.03	0.23	0.49	0.25	
Langstrasse							-0.01	-0.14	-0.71	-0.03	-0.78	-0.59	-0.57	-0.65	-0.27	-0.51	-0.23	-0.46	-0.56	-0.30	-0.46	-0.24	-0.05	0.21	-0.02	
Hard								-0.13	-0.70	-0.03	-0.78*	-0.59	-0.56	-0.64	-0.27	-0.51	-0.22	-0.45	-0.55	-0.30	-0.46	-0.23	-0.04	0.22	-0.02	
Gewerbeschule									-0.57	0.10	-0.65	-0.46	-0.43	-0.51	-0.14	-0.38	-0.09	-0.32	-0.43	-0.17	-0.33	-0.10	0.09	0.35	0.11	
Escher Wyss ^a										0.67	-0.08	0.11	0.14	0.06	0.43	0.19	0.48	0.25	0.15	0.40	0.24	0.47	0.66	0.92	0.68	
Unterstrass ^a											-0.75*	-0.56	-0.53	-0.62	-0.24	-0.48	-0.20	-0.42	-0.53	-0.27	-0.43	-0.21	-0.01	0.25	0.01	
Oberstrass ^a												0.19	0.22	0.13	0.51	0.27	0.55	0.32	0.22	0.48	0.32	0.54	0.74*	1.00*	0.78*	
Fluntern ^a													0.03	-0.06	0.32	0.08	0.36	0.13	0.03	0.29	0.13	0.35	0.55	0.81	0.57	
Hottingen														-0.08	0.29	0.05	0.34	0.11	0.00	0.26	0.10	0.32	0.52*	0.78*	0.54*	
Hirslanden															0.38	0.14	0.42	0.19	0.09	0.35	0.19	0.41	0.60*	0.86*	0.63*	
Witikon																-0.24	0.04	-0.19	-0.29	-0.03	-0.19	0.03	0.23	-0.49	-0.25	
Albisrieden																	0.28	-0.05	-0.05	0.21	0.05	0.27	0.47	0.73	0.49	
Altstetten																		-0.23	-0.33	-0.07	-0.23	-0.01	0.18	0.44	0.21	
Höngg																			-0.10	0.15	-0.01	0.22	0.41	0.67	0.43	
Wipkingen																				0.26	0.10	0.32	0.52	0.78	0.54	
Affoltern																					-0.16	0.16	0.26	0.52	0.28	
Oerlikon																						0.22	0.42	0.68	0.44	
Seebach																							0.20	0.45	0.22	
Saatlen																								0.26	0.02	
Schwamendingen Mitte																									-0.24	
Hirzenbach																										

Mittelwertdifferenzen des Index Soziale Kohäsion zwischen den Quartieren. Signifikante Korrelationskoeffizienten mit $p < .05$ mit * bezeichnet (Games-Howell-Test). $N = 26$.

^a Quartier mit $N < 20$.

Anhang 5: Sozialstrukturmerkmale und Belastung mit *disorder* in Zürcher Quartieren

Stadtquartier	Anteil mit					ELF Index für sprachliche Heterogenität	Anteil		Anteil in Haushalten mit Kindern	Anteil		Belastung des Quartiers mit <i>disorder</i> ^a
	Anteil unqualifizierte Arbeiter	Anteil Arbeitnehmer in Führungspositionen	Anteil obligatorischer Schule als höchste Bildung	Anteil Erwerbslose	Anteil Personen in Haushalten		Anteil Personen in Haushalten	Anteil mit gleicher Adresse vor 5 Jahren				
Wollishofen	.10	.26	.29	.05	.27	.30	.33	.63	.33	.27	.63	0.55
Leimbach	.11	.25	.30	.05	.19	.29	.44	.70	.44	.19	.70	0.90
Enge	.06	.35	.19	.04	.30	.35	.29	.59	.29	.30	.59	0.88
Alt-Wiedikon	.13	.24	.30	.06	.31	.43	.30	.58	.30	.31	.58	0.65
Friesenberg	.16	.20	.38	.05	.16	.30	.52	.69	.52	.16	.69	0.73
Sihlfeld	.17	.18	.36	.07	.30	.47	.31	.61	.31	.30	.61	0.87
Langstrasse	.17	.18	.38	.08	.34	.51	.23	.50	.23	.34	.50	1.55
Hard	.27	.12	.52	.09	.26	.56	.38	.65	.38	.26	.65	1.06
Gewerbeschule	.19	.19	.39	.08	.29	.50	.30	.52	.30	.29	.52	1.20
Escher Wyss	.15	.21	.33	.05	.23	.42	.35	.54	.35	.23	.54	0.94
Unterstrass	.08	.26	.23	.04	.29	.31	.28	.61	.28	.29	.61	0.57
Oberstrass	.05	.33	.17	.04	.30	.28	.29	.60	.29	.30	.60	0.54
Fluntern	.03	.38	.14	.03	.26	.29	.33	.61	.33	.26	.61	0.40
Hottingen	.04	.34	.17	.03	.30	.28	.31	.59	.31	.30	.59	0.35
Hirslanden	.05	.32	.20	.04	.31	.24	.29	.62	.29	.31	.62	0.37
Witikon	.05	.34	.20	.04	.23	.24	.35	.67	.35	.23	.67	0.58
Albisrieden	.12	.23	.35	.06	.26	.31	.33	.68	.33	.26	.68	0.54
Altstetten	.21	.18	.41	.07	.24	.46	.38	.67	.38	.24	.67	0.72
Höngg	.08	.32	.23	.04	.24	.27	.34	.65	.34	.24	.65	0.53
Wipkingen	.13	.22	.30	.06	.31	.40	.29	.58	.29	.31	.58	0.70
Affoltern	.16	.21	.34	.06	.19	.37	.44	.66	.44	.19	.66	0.62
Oerlikon	.12	.23	.30	.06	.28	.42	.30	.57	.30	.28	.57	0.63
Seebach	.18	.18	.39	.07	.23	.41	.40	.66	.40	.23	.66	0.81
Saatlen	.23	.14	.45	.07	.15	.38	.50	.71	.50	.15	.71	0.80
Schwamendingen Mitte	.23	.15	.45	.08	.24	.47	.36	.68	.36	.24	.68	0.98
Hirzenbach	.22	.14	.47	.07	.20	.43	.44	.70	.44	.20	.70	0.92
Ganze Stadt	.13	.24	.32	.06	.26	.37	.35	.63	.35	.26	.63	0.75

Vollerhebung aller Personen mit ökonomischem Wohnsitz in Zürich.

a N = 2356.

Anhang 6: Hauptkomponentenanalyse der Sozialstrukturvariablen

FACTOR

```

/VARIABLES OWN_schule_oblig OWN_unskilled OWN_exec
  OWN_unempl Lang_hetero OWN_glwohnort OWN_FAMHH OWN_SPERSHH
/MISSING LISTWISE
/ANALYSIS OWN_schule_oblig OWN_unskilled OWN_exec
  OWN_unempl Lang_hetero OWN_glwohnort OWN_FAMHH OWN_SPERSHH
/PRINT INITIAL CORRELATION KMO EXTRACTION ROTATION
/FORMAT SORT BLANK(.3)
/CRITERIA ITERATE(25)
/EXTRACTION PC
/CRITERIA ITERATE(25)
/ROTATION VARIMAX
/METHOD=CORRELATION .

```

KMO and Bartlett's Test

Kaiser–Meyer–Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.775
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	368.929
	df	28
	Sig.	.000

Communalities

	Initial	Extraction
OWN_schule_oblig % adults (age > 25) with completed compulsory schhol	1.000	.984
OWN_unskilled % unskilled workers (age 25–65)	1.000	.990
OWN_exec % adults in managerial functions	1.000	.960
OWN_unempl % Unemployed	1.000	.966
Lang_hetero Linguistic heterogeneity ELF	1.000	.949
OWN_glwohnort % resident same address as 5 years before	1.000	.827
OWN_FAMHH % family households of all private households	1.000	.941
OWN_SPERSHH % Population living in 1–Pers Households	1.000	.927

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	4.883	61.044	61.044	4.883	61.044	61.044	4.571	57.132	57.132
2	2.659	33.240	94.284	2.659	33.240	94.284	2.972	37.152	94.284
3	.280	3.503	97.787						
4	.087	1.094	98.881						
5	.039	.482	99.362						
6	.028	.355	99.718						
7	.016	.206	99.923						
8	.006	.077	100.000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotated Component Matrix(a)

	Component	
	1	2
OWN_unempl % Unemployed	.982	
OWN_unskilled % unskilled workers (age 25-65)	.954	
OWN_exec % adults in managerial functions	-.950	
OWN_schule_oblig % adults (age > 25) with completed compulsory schhol	.936	.329
Lang_hetero Linguistic heterogeneity ELF	.933	
OWN_SPERSHH % Population living in 1-Pers Households		-.959
OWN_FAMHH % family households of all private households		.949
OWN_glwohnort % resident same address as 5 years before		.909

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 3 iterations.

Component Transformation Matrix

Component	1	2
1	.927	.375
2	.375	-.927

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

Anhang 7: Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung z-proso, Modell 1)

```
***Bestimmung des Gewichtungsfaktors.
WLS idx_cohesion_zp_3_agg WITH factor_SES_homogeneity
/SOURCE n_quartier_34_IP_zp
/POWER -3 TO 3 BY 0.2
/CONSTANT
/SAVE WEIGHT
/PRINT BEST.
```

The Value of POWER Maximizing Log-likelihood Function = -1.400

Source variable.: n_quartier_34_IP_zp POWER value = -1.400

Dependent variable idx_cohesion_zp_3_agg

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R	R Square	Adjusted R Square	Standard Error
.75324	.56737	.54934	2.09125

Analysis of Variance

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	137.648	1	137.64827	31.47446	.0000
	Residual	104.960	24	4.37333		

Variables in the Equation

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
factor_SES_homogeneity	.174451	.031095	.753239	5.610	.0000
(Constant)	2.675587	.026578		100.668	.0000

Log-likelihood Function = 10.755245

The following new variables are being created:

WGT_1 Weight for idx_cohesion_zp_3_agg from WLS, MOD_1 n_quartier_34_IP_zp ** 1.400

```

***WLS Regression.
REGRESSION
  /MISSING LISTWISE
  /REGWGT=WGT_1
  /STATISTICS COEFF OUTS CI R ANOVA
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
  /NOORIGIN
  /DEPENDENT idx_cohesion_zp_3_agg
  /METHOD=ENTER factor_SES_homogeneity
  /SAVE PRED RESID .

```

Regression Model Summary(b,c)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.753(a)	.567	.549	2.091251

ANOVA(b,c)

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	137.648	1	137.648	31.474	.000(a)
	Residual	104.960	24	4.373		
	Total	242.608	25			

Coefficients(a,b)

	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients			95% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
(Constant)	2.676	.027		100.668	.000	2.621	2.730
factor_SES_homogeneity	.174	.031	.753	5.610	.000	.110	.239

a Predictors: (Constant), factor_SES_homogeneity

b Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3_agg

c Weighted Least Squares Regression – Weighted by WGT_1 Weight for idx_cohesion_zp_3_agg from WLS, MOD_1 n_quartier_34_IP_zp** 1.400

Anhang 8: Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung z-proso, Modell 2)

```
***Bestimmung des Gewichtungsfaktors.
WLS idx_cohesion_zp_3_agg WITH factor_individualisation
/SOURCE n_quartier_34_IP_zp
/POWER -3 TO 3 BY 0.2
/CONSTANT
/SAVE WEIGHT
/PRINT BEST.
```

The Value of POWER Maximizing Log-likelihood Function = -1.000

Source variable: n_quartier_34_IP_zp POWER value = -1.000

Dependent variable: idx_cohesion_zp_3_agg

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R	R Square	Adjusted R Square	Standard Error
.14979	.02244	-.01829	1.50561

Analysis of Variance

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1.248726	1	1.2487258	.55086	.4652
	Residual	54.404596	24	2.2668582		

Variables in the Equation

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
factor_individualisation	.031627	.042612	.149792	.742	.4652
(Constant)	2.666634	.045367		58.779	.0000

Log-likelihood Function = .489518

The following new variables are being created:

WGT_2 Weight for idx_cohesion_zp_3_agg from WLS, MOD_2 n_quartier_34_IP_zp ** 1.000

```

***WLS Regression.
REGRESSION
  /MISSING LISTWISE
  /REGWGT=WGT_2
  /STATISTICS COEFF OUTS CI R ANOVA
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
  /NOORIGIN
  /DEPENDENT idx_cohesion_zp_3_agg
  /METHOD=ENTER factor_individualisation
  /SAVE PRED RESID .

```

Regression Model Summary(b,c)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.150(a)	.022	-.018	1.505609

ANOVA(b,c)

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1.249	1	1.249	.551	.465(a)
	Residual	54.405	24	2.267		
	Total	55.653	25			

Coefficients(a,b)

	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients			95% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta	t	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
(Constant)	2.667	.045		58.779	.000	2.573	2.760
factor_individualisation	.032	.043	.150	.742	.465	-.056	.120

a Predictors: (Constant), factor_individualisation

b Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3_agg

c Weighted Least Squares Regression – Weighted by WGT_2 Weight for idx_cohesion_zp_3_agg from WLS, MOD_2 n_quartier_34_IP_zp** 1.000

Anhang 9: Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung z-proso, Modell 3)

```
***Bestimmung des Gewichtungsfaktors.
WLS idx_cohesion_zp_3_agg WITH idx_disorder_ewb
  /SOURCE n_quartier_34_IP_zp
  /POWER -3 TO 3 BY 0.2
  /CONSTANT
  /SAVE WEIGHT
  /PRINT BEST.
```

The Value of POWER Maximizing Log-likelihood Function = -1.400
Source variable: n_quartier_34_IP_zp POWER value = -1.400

Dependent variable: idx_cohesion_zp_3_agg
Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R	R Square	Adjusted R Square	Standard Error
.65031	.42290	.39886	2.41531

Analysis of Variance

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	102.59942	1	102.59942	17.58737	.0003
	Residual	140.00881	24	5.83370		

Variables in the Equation

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
idx_disorder_ewb	-.605901	.144478	-.650309	-4.194	.0003
(Constant)	3.087438	.107888		28.617	.0000

Log-likelihood Function = 7.009602

The following new variables are being created:

WGT_3 Weight for idx_cohesion_zp_3_agg from WLS, MOD_3 n_quartier_34_IP_zp ** 1.400

```

***WLS Regression.
REGRESSION
  /MISSING LISTWISE
  /REGWGT=WGT_3
  /STATISTICS COEFF OUTS CI R ANOVA
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
  /NOORIGIN
  /DEPENDENT idx_cohesion_zp_3_agg
  /METHOD=ENTER idx_disorder_ewb
  /SAVE PRED RESID .

```

Regression Model Summary(b,c)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.650(a)	.423	.399	2.415305

ANOVA(b,c)

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	102.599	1	102.599	17.587	.000(a)
	Residual	140.009	24	5.834		
	Total	242.608	25			

Coefficients(a,b)

	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients			95% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
(Constant)	3.087	.108		28.617	.000	2.865	3.310
idx_disorder_ewb	-.606	.144	-.650	-4.194	.000	-.904	-.308

a Predictors: (Constant), idx_disorder_ewb

b Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3_agg

c Weighted Least Squares Regression – Weighted by WGT_3 Weight for idx_cohesion_zp_3_agg from WLS, MOD_3 n_quartier_34_IP_zp** 1.400

Anhang 10: Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung z-proso, Modell 4)

```
***Bestimmung des Gewichtungsfaktors.
WLS idx_cohesion_zp_3_agg WITH factor_SES_homogeneity
  factor_individualisation idx_disorder_ewb
/SOURCE n_quartier_34_IP_zp
/POWER -3 TO 3 BY 0.2
/CONSTANT
/SAVE WEIGHT
/PRINT BEST.
```

The Value of POWER Maximizing Log-likelihood Function = -1.400
Source variable: n_quartier_34_IP_zp POWER value = -1.400

Dependent variable: idx_cohesion_zp_3_agg
Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R	R Square	Adjusted R Square	Standard Error
.77386	.59887	.54417	2.10323

Analysis of Variance

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	145.29000	3	48.430001	10.94821	.0001
	Residual	97.31822	22	4.423556		

Variables in the Equation

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
factor_SES_homogeneity	.134452	.050301	.580531	2.673	.0139
factor_individualisation	.028478	.027031	.145097	1.054	.3035
idx_disorder_ewb	-.195298	.202200	-.209611	-.966	.3446
(Constant)	2.822970	.144991		19.470	.0000

Log-likelihood Function = 11.606802

The following new variables are being created:

WGT_4 Weight for idx_cohesion_zp_3_agg from WLS, MOD_4 n_quartier_34_IP_zp ** 1.400

```

***WLS Regression.
REGRESSION
  /MISSING LISTWISE
  /REGWGT=WGT_4
  /STATISTICS COEFF OUTS CI R ANOVA
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
  /NOORIGIN
  /DEPENDENT idx_cohesion_zp_3_agg
  /METHOD=ENTER factor_SES_homogeneity factor_individualisation
  idx_disorder_ewb
  /SAVE PRED RESID .

```

Regression Model Summary(b,c)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.774(a)	.599	.544	2.103225

ANOVA(b,c)

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	145.290	3	48.430	10.948	.000(a)
	Residual	97.318	22	4.424		
	Total	242.608	25			

Coefficients(a,b)

	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
(Constant)	2.823	.145		19.470	.000	2.522	3.124
factor_SES_homogeneity	.134	.050	.581	2.673	.014	.030	.239
factor_individualisation	.028	.027	.145	1.054	.304	-.028	.085
idx_disorder_ewb	-.195	.202	-.210	-.966	.345	-.615	.224

a Predictors: (Constant), idx_disorder_ewb factor_individualisation Faktor Individualisierung, factor_SES_homogeneity

b Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3_agg

c Weighted Least Squares Regression – Weighted by WGT_4 Weight for idx_cohesion_zp_3_agg from WLS, MOD_4 n_quartier_34_IP_zp** 1.400


```

***Scatterplot mit gewichteten Residuen.
COMPUTE weighted_PRE_4 = SQRT (WGT_4)*PRE_4.
COMPUTE weighted_RES_4 = SQRT (WGT_4)*RES_4.
exe.

```

```

GRAPH
  /SCATTERPLOT(BIVAR)=weighted_PRE_4 WITH weighted_RES_4
  /MISSING=LISTWISE .

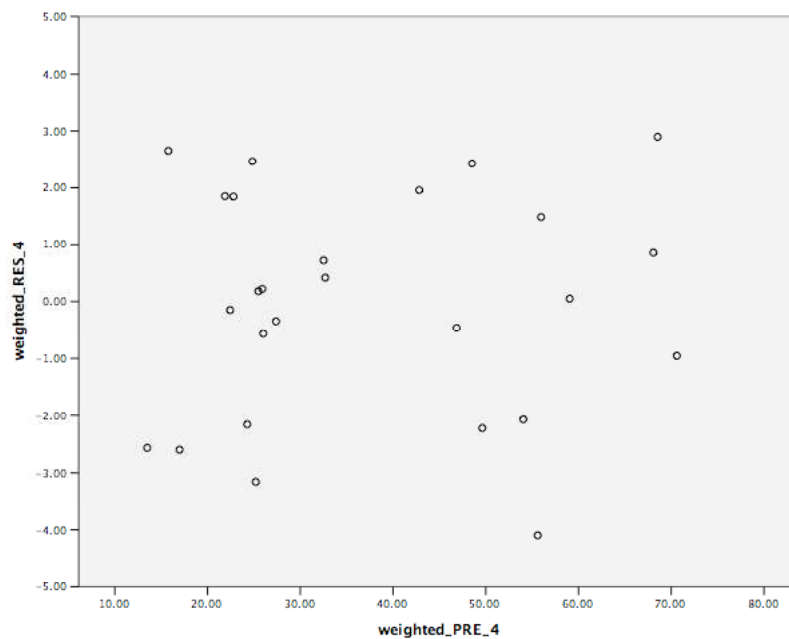
```

```

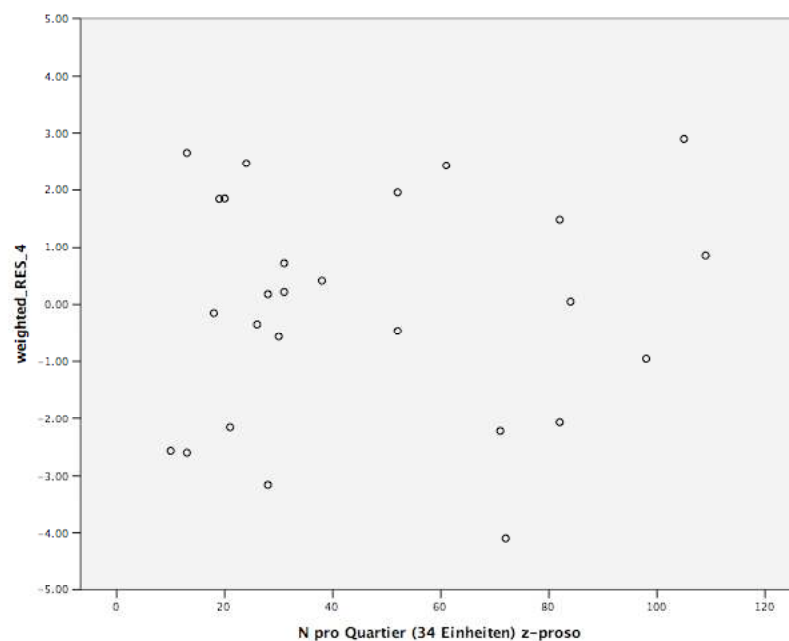
GRAPH
  /SCATTERPLOT(BIVAR)= n_quartier_34_IP_zp WITH weighted_RES_4
  /MISSING=LISTWISE .

```

Plot der gewichteten Residuen



Plot der gewichteten Residuen nach N pro Quartier



Anhang 11: Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung Bevölkerungsbefragung, Modell 1)

```

REGRESSION
/MISSING LISTWISE
/STATISTICS COEFF OUTS CI R ANOVA
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
/NOORIGIN
/DEPENDENT idx_cohesion_ewb
/METHOD=ENTER factor_SES_homogeneity
/SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED )
/SAVE=ZRESID (ZRES_Modell_ews_ses)
/RESIDUALS NORMPROB.

```

Model Summary(b)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.578(a)	.334	.306	.10077

ANOVA(b)

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.122	1	.122	12.044	.002(a)
	Residual	.244	24	.010		
	Total	.366	25			

Coefficients(a)

	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients			95% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta	t	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
(Constant)	1.883	.020		95.258	.000	1.842	1.923
factor_SES_homogeneity	.070	.020	.578	3.471	.002	.028	.112

a Predictors: (Constant), factor_SES_homogeneity

b Dependent Variable: idx_cohesion_ewb

Anhang 12: Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung Bevölkerungsbefragung, Modell 2)

```

REGRESSION
/MISSING LISTWISE
/STATISTICS COEFF OUTS CI R ANOVA
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
/NOORIGIN
/DEPENDENT idx_cohesion_ewb
/METHOD=ENTER factor_individualisation
/SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED )
/SAVE=ZRESID (ZRES_Modell_ews_ind)
/RESIDUALS NORMPROB.

```

Regression Model Summary(b)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.442(a)	.195	.162	.11077

ANOVA(b)

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.072	1	.072	5.829	.024(a)
	Residual	.294	24	.012		
	Total	.366	25			

Coefficients(a)

	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients			95% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta	t	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
(Constant)	1.883	.022		86.657	.000	1.838	1.927
factor_individualisation	-.053	.022	-.442	-2.414	.024	-.099	-.008

a Predictors: (Constant), factor_individualisation

b Dependent Variable: idx_cohesion_ewb

Anhang 13: Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung Bevölkerungsbefragung, Modell 3)

```

REGRESSION
/MISSING LISTWISE
/STATISTICS COEFF OUTS CI R ANOVA
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
/NOORIGIN
/DEPENDENT idx_cohesion_ewb
/METHOD=ENTER idx_disorder_ewb
/SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED )
/SAVE=ZRESID (ZRES_Modell_ews_dis)
/RESIDUALS NORMPROB.

```

Regression Model Summary(b)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.651(a)	.423	.399	.09378

ANOVA(b)

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.155	1	.155	17.618	.000(a)
	Residual	.211	24	.009		
	Total	.366	25			

Coefficients(a)

	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients			95% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
(Constant)	2.099	.055		38.350	.000	1.986	2.212
idx_disorder_ewb	-.290	.069	-.651	-4.197	.000	-.433	-.148

a Predictors: (Constant), idx_disorder_ewb

b Dependent Variable: idx_cohesion_ewb

Anhang 14: Lineares Regressionsmodell: Durchschnittliche soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Quartiermerkmalen (Messung Bevölkerungsbefragung, Modell 4)

```

REGRESSION
/MISSING LISTWISE
/STATISTICS COEFF OUTS CI R ANOVA TOL
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
/NOORIGIN
/DEPENDENT idx_cohesion_ewb
/METHOD=ENTER factor_SES_homogeneity factor_individualisation
idx_disorder_ewb
/SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED )
/SAVE=ZRESID (ZRES_Modell_ews_komb)
/RESIDUALS NORMPROB.

```

Regression Model Summary(b)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.757(a)	.572	.514	.08435

ANOVA(b)

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.210	3	.070	9.816	.000(a)
	Residual	.157	22	.007		
	Total	.366	25			

Coefficients(a)

	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients			95% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
(Constant)	1.993	.076		26.173	.000	1.835	2.151
factor_SES_homogeneity	.039	.027	.326	1.487	.151	-.016	.095
factor_individualisation	-.046	.018	-.380	-2.609	.016	-.082	-.009
idx_disorder_ewb	-.148	.100	-.332	-1.484	.152	-.355	.059

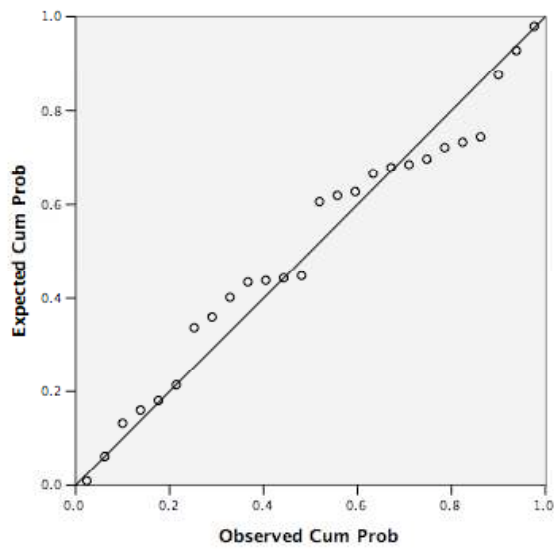
	Collinearity Statistics	
	Tolerance	VIF
(Constant)		
factor_SES_homogeneity	.403	2.479
factor_individualisation	.917	1.091
idx_disorder_ewb	.389	2.570

a Predictors: (Constant), idx_disorder_ewb, factor_individualisation, factor_SES_homogeneity

b Dependent Variable: idx_cohesion_ewb

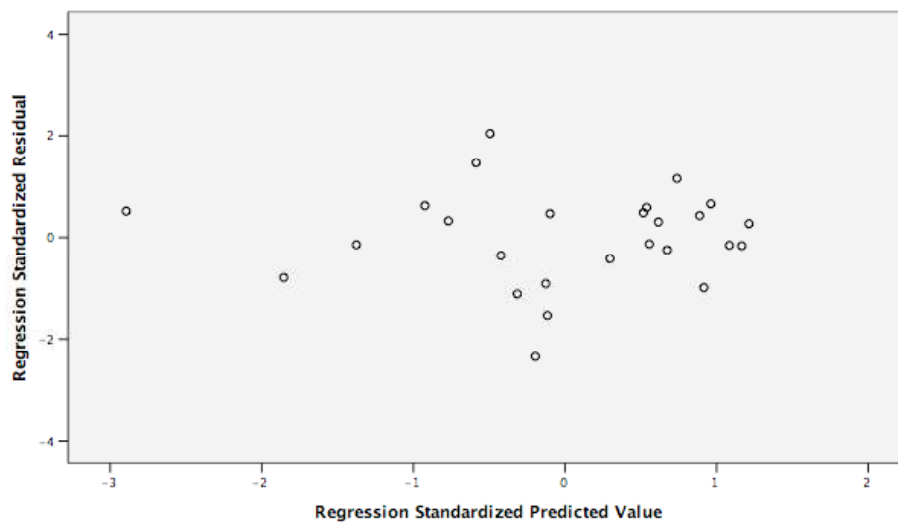
Normal-P-P-Plot der standardisierten Residuen

Dependent Variable: Index social cohesion [62001, 62002, 62003]



Scatterplot der Residuen

Dependent Variable: Index social cohesion [62001, 62002, 62003]



Anhang 15: Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (EM-Imputation, Modell 1)

```
MIXED
  idx_cohesion_zp_3
  /FIXED = 1 SSTYPE(3)
  /METHOD = ML
  /PRINT = SOLUTION TESTCOV
  /RANDOM INTERCEPT 1 SUBJECT (quartier_34_IP) COVTYPE (ID).
```

Mixed Model Analysis Model Dimension(a)

	Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
Random Effects Intercept	1		1	
Residual			1	
Total	2		3	

Information Criteria(a)

-2 Log Likelihood	2919.224
Akaike's Information Criterion (AIC)	2925.224
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	2925.244
Bozdogan's Criterion (CAIC)	2943.472
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	2940.472

The information criteria are displayed in smaller-is-better forms.

a Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Fixed Effects**Type III Tests of Fixed Effects(a)**

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	20.434	3261.123	.000

Estimates of Fixed Effects(a)

						95% Confidence Interval	
Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
Intercept	2.664421	.046657	20.434	57.106	.000	2.567228	2.761614

Covariance Parameter (Random Effects)**Estimates of Covariance Parameters(a)**

					95% Confidence Interval	
Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
Residual	.662195	.027484	24.094	.000	.610461	.718314
Intercept [subject = quartier_34_IP] Variance	.037044	.016889	2.193	.028	.015158	.090528

a. Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Anhang 16: Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (EM-Imputation, Modell 2)

MIXED

```
idx_cohesion_zp_3 BY financial_problems_IP bornCH_IP WITH
c_max_ISEI88_HH c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust
c_sqrt_residence_months_IP
/FIXED = c_max_ISEI88_HH financial_problems_IP bornCH_IP
c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust c_sqrt_residence_months_IP
| SSTYPE(3)
/METHOD = ML
/CRITERIA MXITER (1000)
/PRINT = SOLUTION
/RANDOM INTERCEPT | SUBJECT (quartier_34_IP) COVTYPE (ID).
```

Mixed Model Analysis Model Dimension(a)

		Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
	c_max_ISEI88_HH	1		1	
	financial_problems_IP	2		1	
	bornCH_IP	2		1	
	c_idx_family_rating_short	1		1	
	c_idx_gen_trust	1		1	
	c_sqrt_residence_months_IP	1		1	
Random Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
Residual				1	
Total		10		9	

Information Criteria(a)

-2 Log Likelihood	2751.232
Akaike's Information Criterion (AIC)	2769.232
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	2769.386
Bozdogan's Criterion (CAIC)	2823.845
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	2814.845

The information criteria are displayed in smaller-is-better forms.

a Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Fixed Effects

Type III Tests of Fixed Effects(a)

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	17.219	8352.715	.000
c_max_ISEI88_HH	1	1098.133	.281	.596
financial_problems_IP	1	1153.629	9.133	.003
bornCH_IP	1	1173.385	8.945	.003
c_idx_family_rating_short	1	1171.882	4.402	.036
c_idx_gen_trust	1	1172.510	75.834	.000
c_sqrt_residence_months_IP	1	1174.000	3.610	.058

Estimates of Fixed Effects(b)

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.
Intercept	2.661365	.046628	92.743	57.077	.000
c_max_ISEI88_HH	.000790	.001490	1098.133	.530	.596
[financial_problems_IP=0]	.144964	.047968	1153.629	3.022	.003
[financial_problems_IP=1]	0(a)	0	.	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.148258	.049572	1173.385	-2.991	.003
[bornCH_IP=1.00]	0(a)	0	.	.	.
c_idx_family_rating_short	.098421	.046908	1171.882	2.098	.036
c_idx_gen_trust	.726213	.083394	1172.510	8.708	.000
c_sqrt_residence_months_IP	.019660	.010348	1174.000	1.900	.058

a This parameter is set to zero because it is redundant.

Parameter	95% Confidence Interval	
	Lower Bound	Upper Bound
Intercept	2.568769	2.753962
c_max_ISEI88_HH	-.002133	.003714
[financial_problems_IP=0]	.050850	.239078
[financial_problems_IP=1]	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.245517	-.050999
[bornCH_IP=1.00]	.	.
c_idx_family_rating_short	.006388	.190454
c_idx_gen_trust	.562596	.889831
c_sqrt_residence_months_IP	-.000642	.039962

a This parameter is set to zero because it is redundant.

Covariance Parameters (Random Effects)
Estimates of Covariance Parameters(a)

Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Residual	.605051	.025267	23.946	.000	.557501	.656656
Intercept [subject = Variance quartier_34_IP]	.006264	.006147	1.019	.308	.000915	.042866

a. Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Anhang 17: Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (EM-Imputation, Modell 3)

MIXED

```
idx_cohesion_zp_3 BY financial_problems_IP bornCH_IP WITH c_max_ISEI88_HH
c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust c_sqrt_residence_months_IP
factor_SES_homogeneity
/FIXED = c_max_ISEI88_HH financial_problems_IP bornCH_IP
c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust c_sqrt_residence_months_IP
factor_SES_homogeneity| SSTYPE(3)
/METHOD = ML
/CRITERIA MXITER (1000)
/PRINT = SOLUTION TESTCOV
/RANDOM INTERCEPT | SUBJECT (quartier_34_IP) COVTYPE (ID).
```

Mixed Model Analysis Model Dimension(a)

		Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
	c_max_ISEI88_HH	1		1	
	financial_problems_IP	2		1	
	bornCH_IP	2		1	
	c_idx_family_rating_short	1		1	
	c_idx_gen_trust	1		1	
	c_sqrt_residence_months_IP	1		1	
	factor_SES_homogeneity	1		1	
Random Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
Residual					1
Total		10	11		10

Information Criteria(a)

-2 Log Likelihood	2745.081
Akaike's Information Criterion (AIC)	2765.081
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	2765.270
Bozdogan's Criterion (CAIC)	2825.763
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	2815.763

The information criteria are displayed in smaller-is-better forms.

a Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Fixed Effects

Type III Tests of Fixed Effects(a)

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	17.846	10656.990	.000
c_max_ISEI88_HH	1	1173.999	.000	.989
financial_problems_IP	1	1153.213	7.687	.006
bornCH_IP	1	1172.147	8.341	.004
c_idx_family_rating_short	1	1173.931	4.224	.040
c_idx_gen_trust	1	1173.423	69.532	.000
c_sqrt_residence_months_IP	1	1172.189	3.707	.054
factor_SES_homogeneity	1	33.843	6.723	.014

Estimates of Fixed Effects(b)

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.
Intercept	2.671924	.044525	117.824	60.010	.000
c_max_ISEI88_HH	2.093E-005	.001522	1173.999	.014	.989
[financial_problems_IP=0]	.133137	.048020	1153.213	2.773	.006
[financial_problems_IP=1]	0(a)	0	.	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.142884	.049474	1172.147	-2.888	.004
[bornCH_IP=1.00]	0(a)	0	.	.	.
c_idx_family_rating_short	.096197	.046804	1173.931	2.055	.040
c_idx_gen_trust	.699982	.083945	1173.423	8.339	.000
c_sqrt_residence_months_IP	.019866	.010318	1172.189	1.925	.054
factor_SES_homogeneity	.079760	.030762	33.843	2.593	.014

a This parameter is set to zero because it is redundant.

	95% Confidence Interval	
Parameter	Lower Bound	Upper Bound
Intercept	2.583751	2.760097
c_max_ISEI88_HH	-.002966	.003008
[financial_problems_IP=0]	.038921	.227354
[financial_problems_IP=1]	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.239952	-.045817
[bornCH_IP=1.00]	.	.
c_idx_family_rating_short	.004369	.188025
c_idx_gen_trust	.535282	.864681
c_sqrt_residence_months_IP	-.000377	.040109
factor_SES_homogeneity	.017234	.142286

a This parameter is set to zero because it is redundant.

Covariance Parameters (Random Effects)
Estimates of Covariance Parameters(a)

Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Residual	.605051	.025267	23.946	.000	.557501	.656656
Intercept [subject = quartier_34_IP] Variance	.002417	.004397	.550	.582	6.837E-005	.085437

a. Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Anhang 18: Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (EM-Imputation, Modell 4)

MIXED

```
idx_cohesion_zp_3 BY financial_problems_IP bornCH_IP WITH c_max_ISEI88_HH
c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust c_sqrt_residence_months_IP
factor_SES_homogeneity
/FIXED = c_max_ISEI88_HH financial_problems_IP bornCH_IP
c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust c_idx_gen_trust*bornCH_IP
c_sqrt_residence_months_IP
factor_SES_homogeneity| SSTYPE(3)
/METHOD = ML
/CRITERIA MXITER (1000)
/PRINT = SOLUTION TESTCOV
/SAVE = RESID
/RANDOM INTERCEPT | SUBJECT (quartier_34_IP) COVTYPE (ID).
```

Mixed Model Analysis

Model Dimension(a)

		Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
	c_max_ISEI88_HH	1		1	
	financial_problems_IP	2		1	
	bornCH_IP	2		1	
	c_idx_family_rating_short	1		1	
	c_idx_gen_trust	1		1	
	c_idx_gen_trust(bornCH_IP)	2		1	
	c_sqrt_residence_months_IP	1		1	
	factor_SES_homogeneity	1		1	
Random Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
Residual					1
Total		10	13		11

Information Criteria(a)

-2 Log Likelihood	2736.787
Akaike's Information Criterion (AIC)	2758.787
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	2759.014
Bozdogan's Criterion (CAIC)	2825.537
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	2814.537

The information criteria are displayed in smaller-is-better forms.

a Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Fixed Effects

Type III Tests of Fixed Effects(a)

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	21.495	9162.463	.000
c_max_ISEI88_HH	1	1173.962	.031	.861
financial_problems_IP	1	1160.873	7.292	.007
bornCH_IP	1	1173.203	6.135	.013
c_idx_family_rating_short	1	1173.509	3.623	.057
c_idx_gen_trust	1	1173.623	77.642	.000
c_idx_gen_trust(bornCH_IP)	1	1173.996	8.375	.004
c_sqrt_residence_months_IP	1	1173.229	3.720	.054
factor_SES_homogeneity	1	35.400	6.965	.012

Estimates of Fixed Effects(b)

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.
Intercept	2.643653	.046056	124.214	57.401	.000
c_max_ISEI88_HH	.000266	.001519	1173.962	.175	.861
[financial_problems_IP=0]	.129341	.047898	1160.873	2.700	.007
[financial_problems_IP=1]	0(a)	0	.	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.123280	.049772	1173.203	-2.477	.013
[bornCH_IP=1.00]	0(a)	0	.	.	.
c_idx_family_rating_short	.088920	.046713	1173.509	1.904	.057
c_idx_gen_trust	.985328	.129275	1173.820	7.622	.000
c_idx_gen_trust([bornCH_IP=.00])	-.455999	.157565	1173.996	-2.894	.004
c_idx_gen_trust([bornCH_IP=1.00])	0(a)	0	.	.	.
c_sqrt_residence_months_IP	.019834	.010283	1173.229	1.929	.054
factor_SES_homogeneity	.083222	.031535	35.400	2.639	.012

a This parameter is set to zero because it is redundant.

Parameter	95% Confidence Interval	
	Lower Bound	Upper Bound
Intercept	2.552497	2.734809
c_max_ISEI88_HH	-.002715	.003247
[financial_problems_IP=0]	.035365	.223317
[financial_problems_IP=1]	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.220932	-.025629
[bornCH_IP=1.00]	.	.
c_idx_family_rating_short	-.002731	.180571
c_idx_gen_trust	.731691	1.238964
c_idx_gen_trust([bornCH_IP=.00])	-.765139	-.146859
c_idx_gen_trust([bornCH_IP=1.00])	.	.
c_sqrt_residence_months_IP	-.000341	.040008
factor_SES_homogeneity	.019229	.147214

a This parameter is set to zero because it is redundant.

Covariance Parameters (Random Effects)
Estimates of Covariance Parameters(a)

Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Residual	.599512	.024987	23.993	.000	.552485	.650543
Intercept [subject = quartier_34_IP] Variance	.003455	.004676	.739	.460	.049038	.042866

a Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

***Verteilung der Residuen.

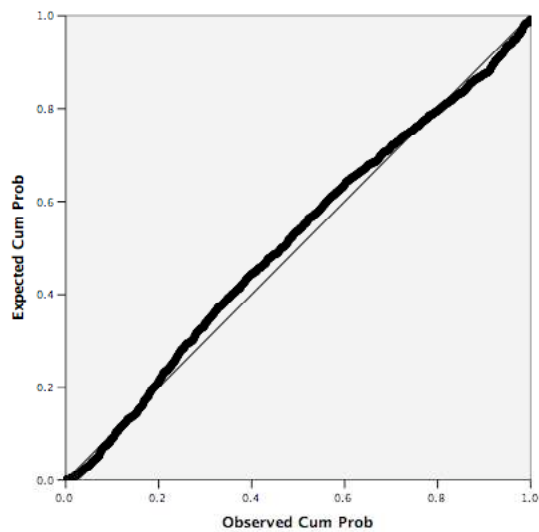
DESCRIPTIVES

VARIABLES=RESID_1 /SAVE
/STATISTICS=MEAN .

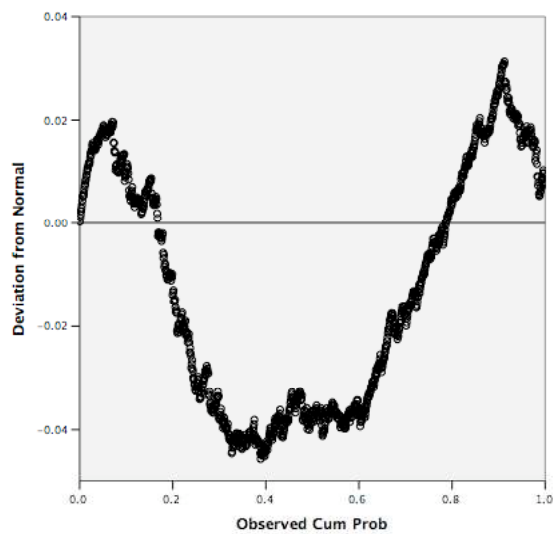
PLOT

/VARIABLES=ZRESID_1
/NOLOG
/NOSTANDARDIZE
/TYPE=P-P
/FRACTION=BLOM
/TIES=MEAN
/DIST=NORMAL .

Normal-P-P-Plot der Level-1-Residuen



Detrended Normal-P-P-Plot der Level-1-Residuen



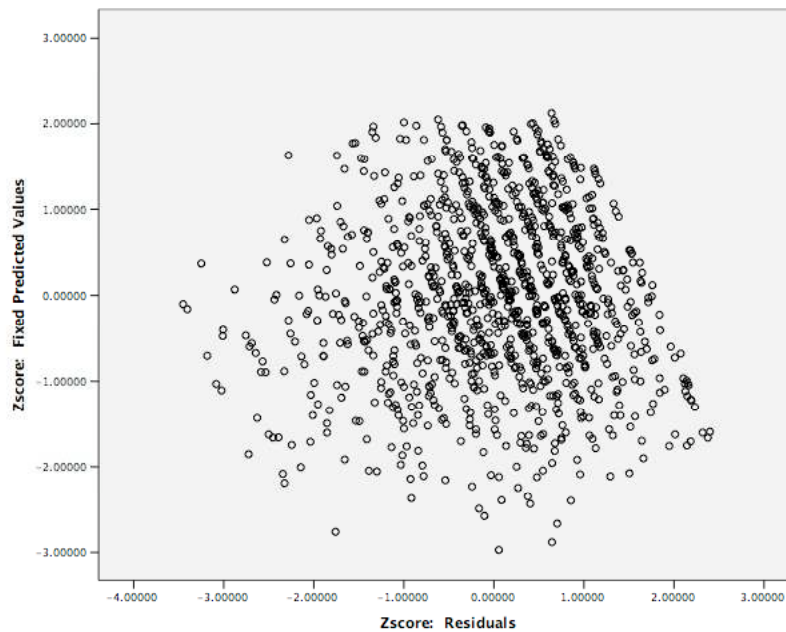
DESCRIPTIVES

```
VARIABLES=RESID_1 FXPRED_1 /SAVE  
/STATISTICS=MEAN .
```

GRAPH

```
/SCATTERPLOT(BIVAR)=ZRESID_1 WITH ZFXPRED_1  
/MISSING=LISTWISE .
```

Scatterplot der Residuen



Analyse der Interaktion

CASE 1 TWO-WAY INTERACTION SIMPLE SLOPES OUTPUT

X1= born CH (focal predictor)

X2= gentrust (moderator)

Your Input

x1(1) = 1
x1(2) = 0
x2(1) = -0.31372
x2(2) = 0
x2(3) = 0.31372
Intercept = 2.643653
x1 Slope = -0.12328
x2 Slope = 0.985328
x1x2 Slope = -0.455999
alpha = 0.05

Asymptotic (Co)variances

var(g00) 0.002121
var(g10) 0.002477
var(g20) 0.016712
var(g30) 0.024827
cov(g00,g20) -0.001233
cov(g10,g30) -0.001068

Region of Significance

x2 at lower bound of region = -1.0226
x2 at upper bound of region = -0.0494
(simple slopes are significant *outside* this region.)

Simple Intercepts and Slopes at Conditional Values

At x2(1)...
simple intercept = 2.3345(0.0674), z=34.6497, p=0
simple slope = 0.0198(0.0748), z=0.2645, p=0.7914
At x2(2)...
simple intercept = 2.6437(0.0461), z=57.4029, p=0
simple slope = -0.1233(0.0498), z=-2.477, p=0.0133
At x2(3)...
simple intercept = 2.9528(0.0547), z=53.9805, p=0
simple slope = -0.2663(0.0652), z=-4.0852, p=0

Simple Intercepts and Slopes at Region Boundaries

Lower Bound...
simple intercept = 1.6361(0.1487), z=11.0007, p=0
simple slope = 0.343(0.175), z=1.9602, p=0.05
Upper Bound...
simple intercept = 2.595(0.0478), z=54.3029, p=0
simple slope = -0.1008(0.0514), z=-1.9598, p=0.0501

Points to Plot

Line for x2(1): From {x1=1, Y=2.3543} to {x1=0, Y=2.3345}
Line for x2(2): From {x1=1, Y=2.5204} to {x1=0, Y=2.6437}
Line for x2(3): From {x1=1, Y=2.6864} to {x1=0, Y=2.9528}

CASE 1 TWO-WAY INTERACTION SIMPLE SLOPES OUTPUT

X1= gentrust (focal predictor)

X2= born CH (moderator)

Your Input

x1(1) = -0.31372
x1(2) = 0.31372
x2(1) = 1
x2(2) = 0
Intercept = 2.643653
x1 Slope = 0.985328
x2 Slope = -0.12328
x1x2 Slope = -0.455999
alpha = 0.05

Asymptotic (Co)variances

var(g00) 0.002121
var(g10) 0.016712
var(g20) 0.002477
var(g30) 0.024827
cov(g00,g20) -0.001281
cov(g10,g30) -0.015532

Simple Intercepts and Slopes at Conditional Values

At x2(1)...

simple intercept = 2.5204(0.0451), z=55.8568, p=0

simple slope = 0.5293(0.1023), z=5.1719, p=0

At x2(2)...

simple intercept = 2.6437(0.0461), z=57.4029, p=0

simple slope = 0.9853(0.1293), z=7.622, p=0

Points to Plot

Line for x2(1): From {x1=-0.3137, Y=2.3543} to {x1=0.3137, Y=2.6864}

Line for x2(2): From {x1=-0.3137, Y=2.3345} to {x1=0.3137, Y=2.9528}

*Regions of significance output suppressed because
moderator is dichotomous.

Anhang 19: Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (EM-Imputation, Modell 5)

MIXED

```
idx_cohesion_zp_3 BY financial_problems_IP bornCH_IP WITH c_max_ISEI88_HH
c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust c_sqrt_residence_months_IP
c_idx_networks_zp factor_SES_homogeneity
/FIXED = c_max_ISEI88_HH financial_problems_IP bornCH_IP
c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust c_idx_gen_trust*bornCH_IP
c_sqrt_residence_months_IP c_idx_networks_zp factor_SES_homogeneity|
SSTYPE(3)
/METHOD = ML
/CRITERIA MXITER (1000)
/PRINT = SOLUTION TESTCOV
/SAVE = RESID FIXPRED
/RANDOM INTERCEPT | SUBJECT (quartier_34_IP) COVTYPE (ID).
```

Mixed Model Analysis Model Dimension(a)

		Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
	c_max_ISEI88_HH	1		1	
	financial_problems_IP	2		1	
	bornCH_IP	2		1	
	c_idx_family_rating_short	1		1	
	c_idx_gen_trust	1		1	
	c_idx_gen_trust(bornCH_IP)	2		1	
	c_sqrt_residence_months_IP	1		1	
	c_idx_networks_zp	1		1	
	factor_SES_homogeneity	1		1	
Random Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
Residual					1
Total		10	14		12

Information Criteria(a)

-2 Log Likelihood	2522.035
Akaike's Information Criterion (AIC)	2546.035
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	2546.304
Bozdogan's Criterion (CAIC)	2618.822
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	2606.822

The information criteria are displayed in smaller-is-better forms.

a Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Fixed Effects

Type III Tests of Fixed Effects(a)

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	23.898	8281.481	.000
c_max_ISEI88_HH	1	1169.654	3.747	.053
financial_problems_IP	1	1169.034	10.284	.001
bornCH_IP	1	1170.292	.002	.964
c_idx_family_rating_short	1	1167.740	7.433	.007
c_idx_gen_trust	1	1169.590	39.211	.000
c_idx_gen_trust(bornCH_IP)	1	1169.249	7.606	.006
c_sqrt_residence_months_IP	1	1170.999	.796	.372
c_idx_networks_zp	1	1164.472	231.070	.000
factor_SES_homogeneity	1	35.769	4.264	.046

Estimates of Fixed Effects(b)

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.
Intercept	2.573924	.044938	114.744	57.277	.000
c_max_ISEI88_HH	-.002722	.001406	1169.654	-1.936	.053
[financial_problems_IP=0]	.141030	.043977	1169.034	3.207	.001
[financial_problems_IP=1]	0(a)	0	.	.	.
[bornCH_IP=.00]	.002079	.046371	1170.292	.045	.964
[bornCH_IP=1.00]	0(a)	0	.	.	.
c_idx_family_rating_short	.116764	.042828	1167.740	2.726	.007
c_idx_gen_trust	.702632	.119916	1170.560	5.859	.000
c_idx_gen_trust([bornCH_IP=.00])	-.398093	.144343	1169.249	-2.758	.006
c_idx_gen_trust([bornCH_IP=1.00])	0(a)	0	.	.	.
c_sqrt_residence_months_IP	-.008599	.009637	1170.999	-.892	.372
c_idx_networks_zp	.441078	.029016	1164.472	15.201	.000
factor_SES_homogeneity	.066574	.032240	35.769	2.065	.046

a This parameter is set to zero because it is redundant.

	95% Confidence Interval	
Parameter	Lower Bound	Upper Bound
Intercept	2.484908	2.662941
c_max_ISEI88_HH	-.005481	3.69E-005
[financial_problems_IP=0]	.054746	.227313
[financial_problems_IP=1]	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.088900	.093058
[bornCH_IP=1.00]	.	.
c_idx_family_rating_short	.032735	.200793
c_idx_gen_trust	.467358	.937907
c_idx_gen_trust([bornCH_IP=.00])	-.681293	-.114892
c_idx_gen_trust([bornCH_IP=1.00])	.	.
c_sqrt_residence_months_IP	-.027507	.010309
c_idx_networks_zp	.384148	.498008
factor_SES_homogeneity	.001173	.131976

a This parameter is set to zero because it is redundant.

Covariance Parameters (Random Effects) Estimates of Covariance Parameters(a)

Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Residual	.499292	.020845	23.953	.000	.460064	.541865
Intercept [subject = quartier_34_IP] Variance	.007220	.005367	1.345	.179	.001682	.030994

Anhang 20: Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (Listwise deletion, Modell 1)

```
MIXED
  idx_cohesion_zp_3
  /FIXED = 1 SSTYPE(3)
  /METHOD = ML
  /PRINT = SOLUTION TESTCOV
  /RANDOM INTERCEPT 1 SUBJECT (quartier_34_IP) COVTYPE (ID).
```

Mixed Model Analysis Model Dimension(a)

	Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
Random Effects Intercept	1		1	
Residual				1
Total	2	2		3

Information Criteria(a)

-2 Log Likelihood	2927.605
Akaike's Information Criterion (AIC)	2933.605
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	2933.626
Bozdogan's Criterion (CAIC)	2951.863
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	2948.863

The information criteria are displayed in smaller-is-better forms.

a Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Fixed Effects**Type III Tests of Fixed Effects(a)**

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	20.443	3262.187	.000

Estimates of Fixed Effects(a)

						95% Confidence Interval	
Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
Intercept	2.665119	.046662	20.443	57.116	.000	2.567919	2.762319

Covariance Parameter (Random Effects)**Estimates of Covariance Parameters(a)**

					95% Confidence Interval	
Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
Residual	.661418	.027404	24.136	.000	.609830	.717371
Intercept [subject = quartier_34_IP] Variance	.037095	.016888	2.197	.028	.015198	.090528

a. Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Anhang 21: Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (Listwise deletion, Modell 2)

MIXED

```
idx_cohesion_zp_3 BY financial_problems_IP bornCH_IP WITH
c_max_ISEI88_HH c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust
c_sqrt_residence_months_IP
/FIXED = c_max_ISEI88_HH financial_problems_IP bornCH_IP
c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust c_sqrt_residence_months_IP
| SSTYPE(3)
/METHOD = ML
/CRITERIA MXITER (1000)
/PRINT = SOLUTION
/RANDOM INTERCEPT | SUBJECT (quartier_34_IP) COVTYPE (ID).
```

Mixed Model Analysis Model Dimension(a)

		Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
	c_max_ISEI88_HH	1		1	
	financial_problems_IP	2		1	
	bornCH_IP	2		1	
	c_idx_family_rating_short	1		1	
	c_idx_gen_trust	1		1	
	c_sqrt_residence_months_IP	1		1	
Random Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
Residual				1	
Total		10		9	

Information Criteria(a)

-2 Log Likelihood	2175.857
Akaike's Information Criterion (AIC)	2193.857
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	2194.045
Bozdogan's Criterion (CAIC)	2246.697
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	2237.697

The information criteria are displayed in smaller-is-better forms.

a Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Fixed Effects

Type III Tests of Fixed Effects(a)

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	15.547	7591.238	.000
c_max_ISEI88_HH	1	896.873	1.299	.255
financial_problems_IP	1	957.365	4.181	.041
bornCH_IP	1	963.965	3.878	.049
c_idx_family_rating_short	1	961.961	9.222	.002
c_idx_gen_trust	1	959.210	78.704	.000
c_sqrt_residence_months_IP	1	963.086	2.412	.121

Estimates of Fixed Effects(b)

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.
Intercept	2.693783	.049095	82.351	54.868	.000
c_max_ISEI88_HH	.001706	.001497	896.873	1.140	.255
[financial_problems_IP=0]	.105003	.051352	957.365	2.045	.041
[financial_problems_IP=1]	0(a)	0	.	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.102187	.051889	963.965	-1.969	.049
[bornCH_IP=1.00]	0(a)	0	.	.	.
c_idx_family_rating_short	.150170	.049451	961.961	3.037	.002
c_idx_gen_trust	.760679	.085744	959.210	8.872	.000
c_sqrt_residence_months_IP	.016972	.010929	963.086	1.553	.121

a This parameter is set to zero because it is redundant.

Parameter	95% Confidence Interval	
	Lower Bound	Upper Bound
Intercept	2.596123	2.791443
c_max_ISEI88_HH	-.001232	.004645
[financial_problems_IP=0]	.004227	.205778
[financial_problems_IP=1]	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.204015	-.000358
[bornCH_IP=1.00]	.	.
c_idx_family_rating_short	.053125	.247215
c_idx_gen_trust	.592412	.928947
c_sqrt_residence_months_IP	-.004476	.038420

a This parameter is set to zero because it is redundant.

Covariance Parameters (Random Effects)
Estimates of Covariance Parameters(a)

Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Residual	.554028	.025637	21.611	.000	.505992	.606624
Intercept [subject = quartier_34_IP] Variance	.007007	.007268	.964	.335	.000917	.053515

a. Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Anhang 22: Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (Listwise deletion, Modell 3)

MIXED

```
idx_cohesion_zp_3 BY financial_problems_IP bornCH_IP WITH c_max_ISEI88_HH
c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust c_sqrt_residence_months_IP
factor_SES_homogeneity
/FIXED = c_max_ISEI88_HH financial_problems_IP bornCH_IP
c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust c_sqrt_residence_months_IP
factor_SES_homogeneity| SSTYPE(3)
/METHOD = ML
/CRITERIA MXITER (1000)
/PRINT = SOLUTION TESTCOV
/RANDOM INTERCEPT | SUBJECT (quartier_34_IP) COVTYPE (ID).
```

Mixed Model Analysis Model Dimension(a)

		Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
	c_max_ISEI88_HH	1		1	
	financial_problems_IP	2		1	
	bornCH_IP	2		1	
	c_idx_family_rating_short	1		1	
	c_idx_gen_trust	1		1	
	c_sqrt_residence_months_IP	1		1	
	factor_SES_homogeneity	1		1	
Random Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
Residual					1
Total		10	11		10

Information Criteria(a)

-2 Log Likelihood	2174.298
Akaike's Information Criterion (AIC)	2194.298
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	2194.529
Bozdogan's Criterion (CAIC)	2253.009
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	2243.009

The information criteria are displayed in smaller-is-better forms.

a Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Fixed Effects

Type III Tests of Fixed Effects(a)

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	15.195	8338.352	.000
c_max_ISEI88_HH	1	963.928	.726	.394
financial_problems_IP	1	960.572	3.694	.055
bornCH_IP	1	964.001	3.715	.054
c_idx_family_rating_short	1	963.231	9.100	.003
c_idx_gen_trust	1	962.519	73.525	.000
c_sqrt_residence_months_IP	1	961.064	2.524	.112
factor_SES_homogeneity	1	27.212	1.632	.212

Estimates of Fixed Effects(b)

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.
Intercept	2.698265	.048249	88.016	55.924	.000
c_max_ISEI88_HH	.001307	.001534	963.928	.852	.394
[financial_problems_IP=0]	.099051	.051535	960.572	1.922	.055
[financial_problems_IP=1]	0(a)	0	.	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.100002	.051881	964.001	-1.928	.054
[bornCH_IP=1.00]	0(a)	0	.	.	.
c_idx_family_rating_short	.149087	.049423	963.231	3.017	.003
c_idx_gen_trust	.743761	.086739	962.519	8.575	.000
c_sqrt_residence_months_IP	.017348	.010919	961.064	1.589	.112
factor_SES_homogeneity	.044329	.034696	27.212	1.278	.212

a This parameter is set to zero because it is redundant.

	95% Confidence Interval	
Parameter	Lower Bound	Upper Bound
Intercept	2.602380	2.794150
c_max_ISEI88_HH	-.001704	.004318
[financial_problems_IP=0]	-.002083	.200186
[financial_problems_IP=1]	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.201815	.001811
[bornCH_IP=1.00]	.	.
c_idx_family_rating_short	.052098	.246075
c_idx_gen_trust	.573541	.913981
c_sqrt_residence_months_IP	-.004080	.038775
factor_SES_homogeneity	-.026836	.115495

a This parameter is set to zero because it is redundant.

Covariance Parameters (Random Effects)
Estimates of Covariance Parameters(a)

Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Residual	.554328	.025643	21.617	.000	.506280	.606935
Intercept [subject = quartier_34_IP] Variance	.005167	.006522	.792	.428	.000435	.061323

a. Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Anhang 23: Lineares Mehrebenenmodell: Soziale Kohäsion in Abhängigkeit von Individual- und Quartiermerkmalen (Listwise deletion, Modell 4)

MIXED

```
idx_cohesion_zp_3 BY financial_problems_IP bornCH_IP WITH c_max_ISEI88_HH
c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust c_sqrt_residence_months_IP
factor_SES_homogeneity
/FIXED = c_max_ISEI88_HH financial_problems_IP bornCH_IP
c_idx_family_rating_short c_idx_gen_trust c_idx_gen_trust*bornCH_IP
c_sqrt_residence_months_IP
factor_SES_homogeneity| SSTYPE(3)
/METHOD = ML
/CRITERIA MXITER (1000)
/PRINT = SOLUTION TESTCOV
/SAVE = RESID
/RANDOM INTERCEPT | SUBJECT (quartier_34_IP) COVTYPE (ID).
```

Mixed Model Analysis Model Dimension(a)

		Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
	c_max_ISEI88_HH	1		1	
	financial_problems_IP	2		1	
	bornCH_IP	2		1	
	c_idx_family_rating_short	1		1	
	c_idx_gen_trust	1		1	
	c_idx_gen_trust(bornCH_IP)	2		1	
	c_sqrt_residence_months_IP	1		1	
	factor_SES_homogeneity	1		1	
Random Effects	Intercept	1	Identity	1	quartier_34_IP
Residual					1
Total		10	13		11

Information Criteria(a)

-2 Log Likelihood	2164.557
Akaike's Information Criterion (AIC)	2186.557
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	2186.834
Bozdogan's Criterion (CAIC)	2251.139
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	2240.139

The information criteria are displayed in smaller-is-better forms.

a Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

Fixed Effects

Type III Tests of Fixed Effects(a)

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	18.020	7257.696	.000
c_max_ISEI88_HH	1	963.673	1.078	.299
financial_problems_IP	1	962.810	3.307	.069
bornCH_IP	1	963.846	2.053	.152
c_idx_family_rating_short	1	962.139	8.192	.004
c_idx_gen_trust	1	962.827	82.598	.000
c_idx_gen_trust(bornCH_IP)	1	963.969	9.839	.002
c_sqrt_residence_months_IP	1	962.661	2.677	.102
factor_SES_homogeneity	1	28.631	1.859	.183

Estimates of Fixed Effects(b)

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.
Intercept	2.666100	.049849	93.733	53.483	.000
c_max_ISEI88_HH	.001588	.001529	963.673	1.038	.299
[financial_problems_IP=0]	.093326	.051320	962.810	1.819	.069
[financial_problems_IP=1]	0(a)	0	.	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.074840	.052237	963.846	-1.433	.152
[bornCH_IP=1.00]	0(a)	0	.	.	.
c_idx_family_rating_short	.140948	.049246	962.139	2.862	.004
c_idx_gen_trust	1.058297	.132172	963.995	8.007	.000
c_idx_gen_trust([bornCH_IP=.00])	-.513430	.163680	963.969	-3.137	.002
c_idx_gen_trust([bornCH_IP=1.00])	0(a)	0	.	.	.
c_sqrt_residence_months_IP	.017781	.010868	962.661	1.636	.102
factor_SES_homogeneity	.048526	.035588	28.631	1.364	.183

a This parameter is set to zero because it is redundant.

	95% Confidence Interval	
Parameter	Lower Bound	Upper Bound
Intercept	2.567119	2.765081
c_max_ISEI88_HH	-.001413	.004589
[financial_problems_IP=0]	-.007386	.194037
[financial_problems_IP=1]	.	.
[bornCH_IP=.00]	-.177350	.027671
[bornCH_IP=1.00]	.	.
c_idx_family_rating_short	.044306	.237590
c_idx_gen_trust	.798920	1.317675
c_idx_gen_trust([bornCH_IP=.00])	-.834641	-.192220
c_idx_gen_trust([bornCH_IP=1.00])	.	.
c_sqrt_residence_months_IP	-.003546	.039109
factor_SES_homogeneity	-.024301	.121353

a This parameter is set to zero because it is redundant.

Covariance Parameters (Random Effects)
Estimates of Covariance Parameters(a)

Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Residual	.547768	.025329	21.626	.000	.500308	.599731
Intercept [subject = quartier_34_IP] Variance	.006611	.006905	.957	.338	.000854	.051200

a Dependent Variable: idx_cohesion_zp_3

***Verteilung der Residuen.

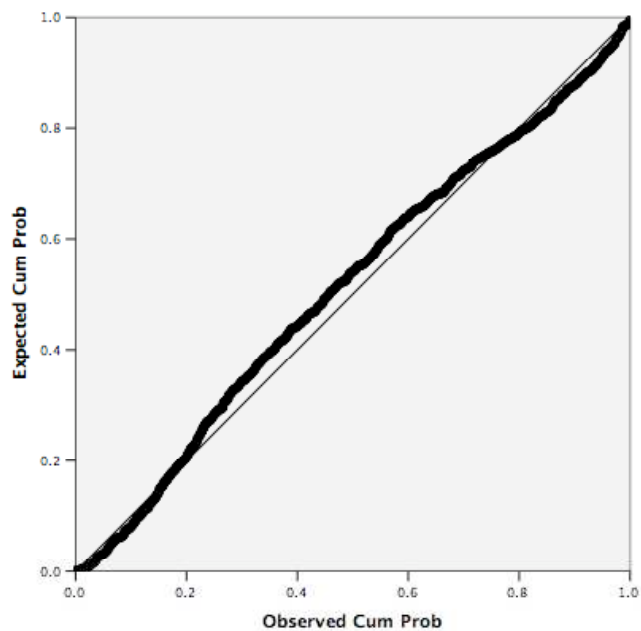
DESCRIPTIVES

VARIABLES=RESID_1 /SAVE
/STATISTICS=MEAN .

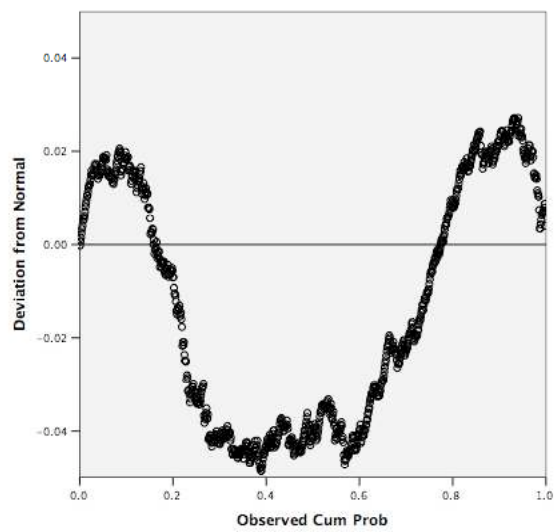
PLOT

/VARIABLES=ZRESID_1
/NOLOG
/NOSTANDARDIZE
/TYPE=P-P
/FRACTION=BLOM
/TIES=MEAN
/DIST=NORMAL .

Normal-P-P-Plot der Level-1-Residuen

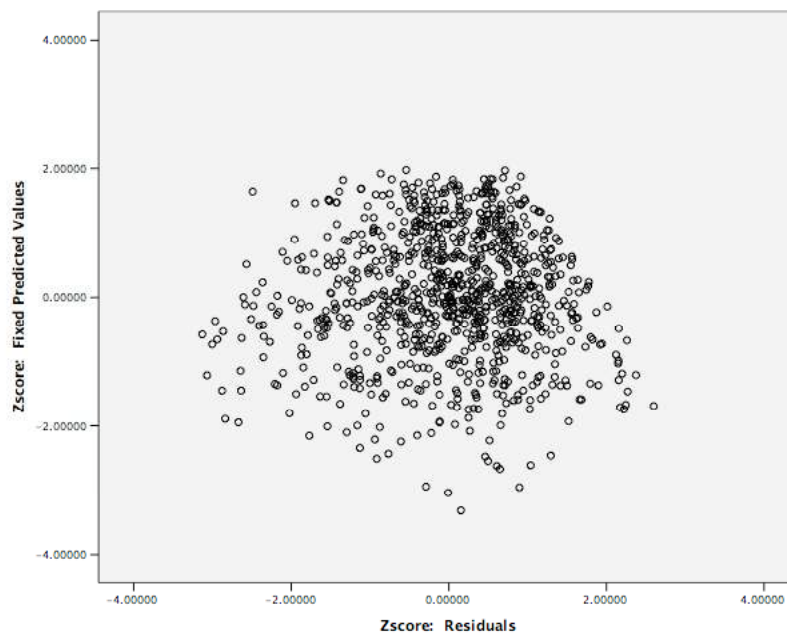


Detrended Normal-P-P-Plot der Level-1-Residuen



```
DESCRIPTIVES  
  VARIABLES=RESID_1 FXPRED_1 /SAVE  
  /STATISTICS=MEAN .  
GRAPH  
  /SCATTERPLOT(BIVAR)=ZRESID_1 WITH ZFXPRED_1  
  /MISSING=LISTWISE .
```

Scatterplot der Residuen



Lebenslauf

Barbara Müller (* 1971) absolvierte ursprünglich eine Ausbildung als Grafikerin und arbeitete mehrere Jahre als Gestalterin in den Bereichen Corporate Design, Werbung und Zeitschriftenlayout. Nach dem Erwerb der Maturität auf dem zweiten Bildungsweg und einem Volontariat als Designjournalistin studierte sie an der Universität Zürich Soziologie, Volkskunde und Philosophie. Sie interessiert sich speziell für die Themen Stadtsoziologie, Migrationssoziologie und die Formen und Folgen sozialer Ungleichheit.

Kontaktadresse:

Barbara Müller, Brauerstrasse 109, 8004 Zürich, barbara_mueller@hispeed.ch.